

# Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente

Organizadores

Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea

Volume 2

**ipea**

# Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente

Organizadores  
Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea

## Volume 2



**ipea**

Agosto 2007

**Governo Federal**  
**Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Paulo Bernardo Silva

**Secretário-Executivo** – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente** - Luiz Henrique Proença Soares

**Diretora de Administração e Finanças** - Cinara Maria Fonseca de Lima

**Diretor de Cooperação e Desenvolvimento** - Renato Lóes Moreira (substituto)

**Diretor de Estudos Macroeconômicos** - Paulo Mansur Levy

**Diretor de Estudos Regionais e Urbanos** - José Aroudo Mota (substituto)

**Diretor de Estudos Setoriais** - João Alberto De Negri

**Diretora de Estudos Sociais** - Anna Maria T. Medeiros Peliano

**Chefe de Gabinete** - Persio Marco Antonio Davison

**Assessor-Chefe de Comunicação** - Murilo Lôbo

**Ouvidoria:** <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

**URL:** <http://www.ipea.gov.br>

# Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente

## Organizadores

Ricardo Paes de Barros  
Miguel Nathan Foguel  
Gabriel Ulyssea

## Autores

Ana Flávia Machado  
Ana Maria Hermeto C. de Oliveira  
Fábio Veras Soares  
Francisco H. G. Ferreira  
François Bourguignon  
Gabriel Ulyssea  
João Pedro Azevedo  
João Saboia  
José Márcio Camargo  
Lauro Ramos  
Lena Lavinias  
Luana Pinheiro  
Marcelo Medeiros  
Marcelo Nicoll  
Maria Carolina da Silva Leme  
Mariângela Antigo  
Maurício Cortez Reis

Miguel Nathan Foguel  
Milko Matijascic  
Mirela de Carvalho  
Naércio Menezes-Filho  
Natália de Oliveira Fontoura  
Paulo Picchetti  
Phillippe G. Leite  
Rafael Guerreiro Osório  
Reynaldo Fernandes  
Ricardo Paes de Barros  
Rodolfo Hoffmann  
Rosane Mendonça  
Samir Cury  
Samuel Franco  
Sergei Suarez Dillon Soares  
Sergio Firpo  
Sonia Rocha



---

Desigualdade de renda no Brasil : uma análise da queda recente /  
organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel,  
Gabriel Ulyssea. – Brasília : Ipea, 2007. 2 v. : gráfs., tabs.  
552 p.

Inclui bibliografias.

ISBN: 978-85-7811-000-00

1. Distribuição de Renda. 2. Desigualdade Econômica. 3. Combate  
à Pobreza. 4. Política Social. 5. Desigualdade Social. 6. Rendimentos do  
Trabalho. 7. Mercado de Trabalho. 8. Salário Mínimo. 9. Brasil. I. Barros,  
Ricardo Paes de. II. Foguel, Miguel Nathan. III. Ulyssea, Gabriel. IV.  
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 339.460981

---

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Department for International Development (DFID).

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução destes textos e dos dados neles contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

## Volume 2

	<b>APRESENTAÇÃO</b> .....	7
	<b>Parte IV</b>	
	<b>TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS</b> .....	9
	Introdução.....	11
<b>Capítulo 15:</b>	Transferências de Renda e Redução da Desigualdade no Brasil e em Cinco Regiões entre, 1997 e 2005 .....	17
	<b>Rodolfo Hoffmann</b>	
<b>Capítulo 16:</b>	O Papel das Transferências Públicas na Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira .....	41
	<b>Ricardo Paes de Barros, Mirela de Carvalho e Samuel Franco</b>	
<b>Capítulo 17:</b>	Programas de Transferência de Renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade .....	87
	<b>Fábio Veras Soares, Sergei Suarez Dillon Soares, Marcelo Medeiros e Rafael Guerreiro Osório</b>	
<b>Capítulo 18:</b>	Os “Novos” Programas de Transferências de Renda: impactos possíveis sobre a desigualdade no Brasil .....	131
	<b>Sônia Rocha</b>	
<b>Capítulo 19:</b>	Desigualdade de Cobertura: a evolução recente do acesso a uma renda mínima via sistema de proteção social .....	147
	<b>Lena Lavinias, Milko Matijascic e Marcelo Nicoll</b>	
<b>Capítulo 20:</b>	Medindo a Progressividade das Transferências .....	179
	<b>Rodolfo Hoffmann</b>	
<b>Capítulo 21:</b>	Redução da Desigualdade e Programas de Transferência de Renda: uma análise de equilíbrio geral.....	197
	<b>Samir Cury e Maria Carolina da Silva Leme</b>	
<b>Capítulo 22:</b>	Os Efeitos do Antigo Programa Bolsa Escola sobre a Pobreza, a Desigualdade, a Escolaridade e o Trabalho Infantil: uma abordagem de microssimulação.....	219
	<b>François Bourguignon, Francisco H. G. Ferreira e Phillippe G. Leite</b>	

<b>Capítulo 23:</b>	Transferências e Incentivos .....251 <b>José Márcio Camargo e Maurício Cortez Reis</b>
	<b>Parte V</b>
	<b>RENDIMENTOS DO TRABALHO (EDUCAÇÃO E EXPERIÊNCIA) .....261</b>
	Introdução.....263
<b>Capítulo 24:</b>	Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil, de 1995 a 2005 .....267 <b>Lauro Ramos</b>
<b>Capítulo 25:</b>	Educação e Queda Recente da Desigualdade no Brasil .....285 <b>Naércio Menezes-Filho, Reynaldo Fernandes e Paulo Picchetti</b>
<b>Capítulo 26:</b>	A Recente Queda na Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educativo Brasileiro da Última Década .....305 <b>Ricardo Paes de Barros, Samuel Franco e Rosane Mendonça</b>
<b>Capítulo 27:</b>	Uma Decomposição da Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil: 1995-2005 .....343 <b>João Pedro Azevedo e Miguel Nathan Foguel</b>
	<b>Parte VI</b>
	<b>DISCRIMINAÇÃO E SEGMENTAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO .....365</b>
	Introdução.....367
<b>Capítulo 28:</b>	Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil .....371 <b>Ricardo Paes de Barros, Samuel Franco e Rosane Mendonça</b>
<b>Capítulo 29:</b>	Tendências Recentes na Escolaridade e no Rendimento de Negros e de Brancos .....401 <b>Sergei Suarez Dillon Soares, Natália de Oliveira Fontoura e Luana Pinheiro</b>
<b>Capítulo 30:</b>	Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Rendimentos no Brasil: uma análise empírica.....417 <b>Gabriel Ulyssea</b>
<b>Capítulo 31:</b>	Evolução Recente do Diferencial de Rendimentos entre Setor Formal e Informal no Brasil (1999 a 2005): evidências a partir de regressões quantílicas .....447 <b>Ana Flávia Machado, Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira e Mariângela Antigo</b>
	<b>Parte VII</b>
	<b>O SALÁRIO MÍNIMO .....473</b>
	Introdução.....475
<b>Capítulo 32:</b>	O Salário Mínimo e seu Potencial para a Melhoria da Distribuição de Renda no Brasil .....479 <b>João Saboia</b>
<b>Capítulo 33:</b>	O Salário Mínimo e a Queda Recente da Desigualdade no Brasil .....499 <b>Sérgio Firpo e Maurício Cortez Reis</b>
<b>Capítulo 34:</b>	A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de redução da Pobreza e da Desigualdade .....507 <b>Ricardo Paes de Barros</b>

## APRESENTAÇÃO

Uma das mais importantes mudanças pelas quais o Brasil vem passando nos últimos anos é o processo de queda contínua e significativa da concentração de renda. De fato, as medidas de desigualdade de renda familiar *per capita* confirmam que a trajetória de queda, iniciada em meados da década de 1990, assume intensidade inequivocamente mais acentuada a partir de 2001, assim permanecendo durante os anos subseqüentes, até 2005. Um dos resultados desse processo é que, nesse ano, a desigualdade alcançou seu menor nível nas últimas três décadas. No entanto, apesar dos avanços, a concentração de renda brasileira ainda é extremamente alta, encontrando-se o Brasil entre os países com mais elevados níveis de desigualdade.

A fim de melhor conhecer e compreender esse processo, o Ipea, por iniciativa de meu antecessor, Glauco Arbix, elaborou um estudo discutido por vários especialistas nacionais e internacionais, os quais integraram um Comitê de Alto Nível, reunido em meados de 2006 no Rio de Janeiro e coordenado pela professora Manuela Carneiro da Cunha – *Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil*, nota técnica acessível na página do Ipea desde agosto de 2006, e que também abre a coletânea. Ao longo da elaboração do estudo, procurou-se aferir de modo rigoroso as dimensões daquele movimento, bem como estabelecer e mensurar vínculos de causalidade com os seus determinantes, com o intuito de colaborar efetivamente para o aprimoramento das políticas públicas que possam estimular ainda mais a queda na concentração de renda no País.

Desse esforço de investigação nasceu a idéia de organizar um livro que aprofundasse o entendimento dos vários tópicos abordados naquele estudo e, para tanto, contamos com a valiosa contribuição de diversos pesquisadores que, de forma independente, produziram análises de alto rigor científico sobre a matéria. A todos eles, somos muito gratos. Registramos também especiais agradecimentos ao Department for International Development (Dfid) do governo britânico, pelo importante apoio para a viabilização da publicação deste trabalho.

É, portanto, com enorme satisfação que o Ipea torna disponível ao público esta obra, organizada pelos pesquisadores Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel e Gabriel Ulyssea. Com esta publicação, certamente a mais ampla e atualizada referência sobre o tema, o Ipea busca uma vez mais contribuir para fomentar o debate acerca das principais questões que afetam a nossa sociedade e prover subsídios para as políticas públicas que elevem o nível de bem-estar dos brasileiros.

Luiz Henrique Proença Soares

## Parte IV:

# TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS

	Introdução.....	11
<b>Capítulo 15:</b>	Transferências de Renda e Redução da Desigualdade no Brasil e em Cinco Regiões entre 1997 e 2005 .....	17
	<b>Rodolfo Hoffmann</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	17
	2 DISTRIBUIÇÃO E COMPOSIÇÃO DO RENDIMENTO DOMICILIAR EM SETE ESTRATOS.....	18
	3 DECOMPOSIÇÃO DAS MEDIDAS DE DESIGUALDADE .....	22
	4 MUDANÇAS NA DESIGUALDADE DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA NO BRASIL, DE 1997 A 2005 .....	26
	5 DECOMPOSIÇÃO DAS MUDANÇAS NA DESIGUALDADE .....	29
	6 MUDANÇAS NA DESIGUALDADE EM CINCO REGIÕES .....	32
	7 CONCLUSÕES.....	38
	8 REFERÊNCIAS .....	40
<b>Capítulo 16:</b>	O Papel das Transferências Públicas na Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira .....	41
	<b>Ricardo Paes de Barros, Mirela de Carvalho e Samuel Franco</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	41
	2 COMPONENTES DA RENDA NÃO DERIVADA DO TRABALHO .....	45
	3 ISOLANDO RENDIMENTOS FINANCEIROS DE BENEFÍCIOS SOCIAIS .....	48
	4 DECOMPONDENDO E MEDINDO TRANSFORMAÇÕES EM UMA FONTE DE RENDA .....	53
	5 IDENTIFICANDO AS TRANSFORMAÇÕES RECENTES NAS RENDAS NÃO DERIVADAS DO TRABALHO.....	58
	6 ISOLANDO O IMPACTO DAS MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO DE CADA UMA DAS RENDAS.....	71
	7 CONTRIBUIÇÃO DAS FONTES NÃO DERIVADAS DO TRABALHO PARA A QUEDA NA DESIGUALDADE.....	79
	8 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	82
	9 REFERÊNCIAS.....	86
<b>Capítulo 17:</b>	Programas de Transferência de Renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade .....	87
	<b>Fábio Veras Soares, Sergei Suarez Dillon Soares, Marcelo Medeiros e Rafael Guerreiro Osório</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	87
	2 A QUALIDADE DA INFORMAÇÃO DA PNAD, E A METODOLOGIA PARA DESAGREGAR OS "OUTROS RENDIMENTOS" .....	93
	3 INCIDÊNCIA E EFEITOS SOBRE DESIGUALDADE E POBREZA .....	106
	4 CONCLUSÕES .....	124
	5 REFERÊNCIAS .....	129
<b>Capítulo 18:</b>	Os "Novos" Programas de Transferências de Renda: impactos possíveis sobre a desigualdade no Brasil .....	131
	<b>Sonia Rocha</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	131
	2 CONTEXTO E EVOLUÇÃO DOS "NOVOS" PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIAS DE RENDA.....	132
	3 COBERTURA E FOCALIZAÇÃO DOS "NOVOS" PROGRAMAS.....	135
	4 IMPACTOS POTENCIAIS DE TRANSFERÊNCIAS SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA.....	140
	5 CONCLUSÕES.....	143
	6 REFERÊNCIAS.....	145

<b>Capítulo 19:</b>	Desigualdade de Cobertura: a evolução recente do acesso a uma renda mínima via sistema de proteção social ..... 147 <b>Lena Lavinas, Milko Matijascic e Marcelo Nicoll</b> 1 INTRODUÇÃO..... 147 2 A GARANTIA DE RENDA COMO PRESSUPOSTO DE BEM-ESTAR..... 148 3 MERCADO DE TRABALHO 1995-2005: AGRAVAMENTO DO DESEMPREGO E PERSISTÊNCIA DOS NÓS ESTRUTURAIS..... 151 4 COBERTURA DA PREVIDÊNCIA SOCIAL: LIMITES DE UM MODELO CENTRADO NA FAMÍLIA..... 154 5 A EXPANSÃO DA COBERTURA ASSISTENCIAL: OS PROGRAMAS DETRANSFERÊNCIA DE RENDA PARA OS MAIS POBRES..... 165 6 NOVOS CONTEXTOS, PROBLEMAS PERSISTENTES..... 173 7 REFERÊNCIAS..... 176
<b>Capítulo 20:</b>	Medindo a Progressividade das Transferências ..... 179 <b>Rodolfo Hoffmann</b> 1 INTRODUÇÃO..... 179 2 A DECOMPOSIÇÃO DO ÍNDICE DE GINI CONFORME PARCELAS DA RENDA..... 181 3 UMA MODIFICAÇÃO DO ÍNDICE DE PROGRESSIVIDADE DE KAKWANI..... 183 4 PROGRESSIVIDADE DE UM BENEFÍCIO..... 185 5 NO BRASIL, APOSENTADORIAS E PENSÕES CONTRIBUEM PARA REDUZIR A DESIGUALDADE?..... 190 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... 193 7 REFERÊNCIAS..... 195
<b>Capítulo 21:</b>	Redução da Desigualdade e Programas de Transferências de Renda: uma análise de equilíbrio geral..... 197 <b>Samir Cury e Maria Carolina da Silva Leme</b> 1 INTRODUÇÃO..... 197 2 O MODELO..... 198 3 SIMULAÇÕES..... 203 4 RESULTADOS..... 207 5 CONCLUSÕES..... 213 6 REFERÊNCIAS..... 215 ANEXO..... 218
<b>Capítulo 22:</b>	Os Efeitos do Antigo Programa Bolsa Escola sobre a Pobreza, a Desigualdade, a Escolaridade e o Trabalho Infantil: uma abordagem de microssimulação..... 219 <b>François Bourguignon, Francisco H. G. Ferreira e Phillippe G. Leite</b> 1 INTRODUÇÃO..... 220 2 O PROGRAMA NACIONAL BOLSA ESCOLA..... 223 3 USANDO UM MODELO SIMPLES PARA ESTIMAÇÃO DO EFEITO DO BOLSA ESCOLA..... 224 4 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO..... 233 5 AVALIAÇÃO EX ANTE DO PROGRAMA BOLSA ESCOLA E ALGUNS CENÁRIOS ALTERNATIVOS..... 239 6 CONCLUSÃO..... 245 7 REFERÊNCIAS..... 248
<b>Capítulo 23:</b>	Transferências e Incentivos ..... 251 <b>José Márcio Camargo e Maurício Cortez Reis</b> 1 INTRODUÇÃO..... 251 2 TRANSFERÊNCIAS DE RENDA E DECISÕES QUANTO À OFERTA DE TRABALHO..... 253 3 EFEITOS SOBRE AS DECISÕES QUANTO AO INVESTIMENTO EM CAPITAL HUMANO POR PARTE DE MEMBROS DE DOMICÍLIOS QUE RECEBEM A TRANSFERÊNCIA..... 254 4 A EVOLUÇÃO DAS TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS NO PERÍODO 2001-2005..... 256 5 CONCLUSÕES..... 259 6 REFERÊNCIAS..... 260

# INTRODUÇÃO

## Parte IV

Ricardo Paes de Barros\*

Miguel Nathan Foguel\*

Gabriel Ulysea\*

**E**sta *quarta parte* do livro inicia a análise mais aprofundada dos principais determinantes da queda recente da desigualdade de renda no País. Especificamente, ela procura investigar, em detalhes, um dos fatores identificados na *terceira parte* como um dos mais relevantes para explicar essa queda recente, a saber: transferências públicas de renda às famílias.

Contando com nove capítulos, esta investigação é bastante abrangente por abordar um conjunto amplo de aspectos ligados ao papel distributivo desse tipo de transferência no período recente. De fato, e como o leitor poderá apreciar, incluem-se nesta parte análises da cobertura, da focalização e do grau de concentração dessas transferências, da progressividade (ou regressividade) dos benefícios por elas pagos, dos potenciais efeitos a elas associados sobre as decisões de natureza socioeconômica das famílias, assim como dos possíveis efeitos de equilíbrio geral que tais transferências, e seu financiamento, podem acarretar. A seguir, procuramos fazer um breve sumário do conteúdo de cada capítulo desta parte do livro.

O capítulo 15 utiliza uma metodologia de decomposição de medidas de desigualdade para avaliar as contribuições dos componentes de renda de trabalho e de renda não derivada do trabalho – por exemplo, aposentadorias e pensões, assim como a variável da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), que capta, imperfeitamente, as transferências de programas como o Benefício de Prestação Continuada (BPC) e o Bolsa Família – para as variações observadas nessas medidas no período recente. Os resultados mostram que o componente referente aos rendimentos do trabalho contribuiu com cerca de 70% da queda na desigualdade entre 2001 e 2005, as aposentadorias

\*Ricardo Paes de Barros é coordenador de Avaliação de Políticas Públicas do Ipea, Miguel Nathan Foguel e Gabriel Ulysses são pesquisadores do Ipea.



e pensões com cerca de 10%, e a parcela da renda total, que inclui os benefícios dos programas de transferência governamentais, com aproximadamente 20%. Essa metodologia permite também distinguir dois efeitos distintos de cada componente, dos quais o primeiro se associa à mudança da participação do componente na renda total, e, o segundo, à variação no grau de concentração da distribuição do componente na população. As evidências revelam que o segundo efeito foi muito mais importante que o primeiro, em especial para os componentes relativos aos rendimentos do trabalho e aos benefícios dos programas de transferências governamentais.

A metodologia empregada no capítulo 16 permite analisar a influência de diversos aspectos distributivos de cada componente da renda familiar sobre a variação da desigualdade entre 2001 e 2005. Especificamente, esse capítulo investiga a importância de cada componente em termos de sua focalização, de sua cobertura, bem como do valor médio do benefício/rendimento e da desigualdade entre os seus receptores. Os resultados obtidos nesse capítulo indicam que cerca de metade da queda da desigualdade de renda pode ser atribuída ao componente da renda não derivado do trabalho. Esse resultado foi integralmente explicado pelas transformações ocorridas nas transferências governamentais de renda, com as aposentadorias e pensões respondendo por cerca de 26%, o Bolsa Família por 12%, e o BPC por 11%. Apenas uma pequena parcela dessas contribuições decorreu das mudanças na focalização dessas transferências no período em questão. O principal mecanismo que permitiu que as aposentadorias e pensões tivessem um papel destacado foi a mudança no grau de desigualdade entre os receptores desse tipo de transferência. Embora a elevação do valor médio do benefício do BPC tenha tido uma contribuição importante, no caso desse programa a maior parte do impacto se deveu ao aumento de sua cobertura. Já a contribuição do Bolsa Família, essa derivou-se, integralmente, do aumento expressivo de sua cobertura.

O capítulo 17 faz uma análise da focalização dos diversos tipos de transferências de renda, às famílias, em 2004; ano esse em que a Pnad incluiu um suplemento para captar a incidência dos programas de transferências governamentais. Além disso, esse capítulo utiliza a mesma metodologia de decomposição de medidas de desigualdade empregada no capítulo 15 para avaliar a contribuição dos diversos componentes da renda familiar para a variação na desigualdade entre 1995 e 2004. Os resultados mostram que as aposentadorias e pensões vinculadas ao piso previdenciário (o salário mínimo), o BPC e o Bolsa Família estão bem focalizados; fato não observado, por exemplo,

no caso dos benefícios previdenciários acima do piso e dos aluguéis. Em relação aos resultados obtidos da decomposição, esses mostram que o componente renda do trabalho foi aquele que mais contribuiu para a queda da desigualdade no período enfocado, seguido das aposentadorias e pensões atreladas ao salário mínimo, e dos programas de transferências de caráter mais assistencial (Bolsa Família e BPC). Já as aposentadorias e pensões acima do piso previdenciário, essas contribuíram de forma negativa, funcionando, portanto, como um “freio” ao movimento de queda de desigualdade observado no período.

Também o capítulo 18 busca analisar a focalização dos programas sob o “guarda-chuva” do Bolsa Família, utilizando, para esse fim, o suplemento da Pnad de 2004. Para tanto, faz a separação entre dois tipos de problemas tipicamente encontrados na implementação de programas dessa natureza. Dadas as regras de elegibilidade estabelecidas pelo o programa (basicamente, a renda *per capita*), há, especificamente: (i) famílias que não recebem os benefícios do programa, embora deveriam recebê-los, e (ii) famílias que os recebem ainda que não deveriam recebê-los. Os resultados para o ano em análise mostram tanto a existência de uma expressiva clientela potencial do programa, a qual não recebeu as transferências, como de uma parcela importante que as recebeu mas não deveria tê-las recebido. Com base nas estimativas do primeiro tipo de erro, o capítulo 18 implementa ainda uma simulação do impacto direto que a concessão do benefício do programa teria sobre a desigualdade, caso a clientela não atendida recebesse o benefício. Os resultados indicam que esse aumento de cobertura focalizada teria um impacto significativo, o que levaria a um declínio, no índice de Gini, equivalente à metade da queda média observada desde 2001.

O capítulo 19 propõe-se a avaliar a evolução recente do grau de cobertura tanto do sistema previdenciário quanto dos programas de transferências públicas que fazem parte do atual sistema de proteção social brasileiro. A análise é realizada levando-se explicitamente em consideração que uma parte da cobertura desse sistema ocorre de forma indireta, isto é, por meio das relações de dependência intrafamiliar. Os resultados indicam que a cobertura total (direta e indireta) das aposentadorias e pensões é relativamente elevada, e manteve-se estável entre 1995 e 2005. Já o acesso aos programas de transferência de caráter mais assistencial (BPC e Bolsa Família) experimentou uma expressiva expansão nesse período, tendo-se assegurado o acesso praticamente universal da população idosa ao sistema de proteção social brasileiro, sem, no entanto, garantir-se uma cobertura tão ampla às famílias pobres com crianças.

O capítulo 20 discute a influência das transferências governamentais sobre a desigualdade de renda, procurando, para isso, separar quanto dessa influência se deve ao grau de progressividade dos benefícios pagos (maior progressividade representando menor desigualdade), e quanto dela se deve ao possível reordenamento das rendas familiares decorrente da exclusão (ou da inclusão) desses benefícios. Com base na Pnad de 2005, esse capítulo utiliza o arcabouço analítico nele apresentado para investigar como as transferências oriundas das aposentadorias e pensões impactam a desigualdade. Quando essas transferências são excluídas da renda das famílias, os resultados obtidos mostram que o seu grau de progressividade é positivo. No entanto, esse resultado se reverte quando se incluem tais transferências, isto é, quando se utiliza a renda efetivamente observada das famílias. Essa diferença se explica pelo expressivo reordenamento distributivo promovido pelos benefícios do sistema previdenciário. O capítulo mostra, também, que um pequeno aumento proporcional nesses benefícios tenderia a provocar uma ligeira elevação no índice de Gini da renda observada.

No capítulo 21, estima-se o impacto distributivo da introdução de programas de transferência de renda (BPC e Bolsa Família), considerando-se os seus potenciais efeitos diretos e indiretos sobre a economia, isto é, levando-se em conta os seus possíveis efeitos de equilíbrio geral. Nesse exercício, são realizadas diferentes simulações sobre a forma de financiamento desses programas, tais como: um aumento correspondente da dívida pública, um corte linear dos gastos correntes do governo, ou um aumento de impostos (diretos ou indiretos). Os resultados mostram que, embora o índice de Gini caia com a introdução dos programas em todos os casos, essa redução é mais expressiva quando o equilíbrio fiscal é mantido por meio da elevação dos impostos diretos.

Já no capítulo 22, nesse se faz uma avaliação dos efeitos do antigo programa Bolsa Escola, o qual possui diversas semelhanças com o principal programa de transferência condicional de renda brasileiro: o Bolsa Família. Essa avaliação utiliza uma abordagem *ex-ante*, a qual é implementada com base num modelo empírico que procura retratar as escolhas das famílias brasileiras em relação à ocupação do tempo (estudar ou trabalhar, ou ambas as atividades) de suas crianças. A partir desse modelo, simula-se o impacto da introdução desse tipo de programa sobre a frequência das crianças à escola, a pobreza e a desigualdade de renda brasileiras. Isso é operacionalizado para diferentes níveis de benefício e distintos cortes de renda que definem a elegibilidade para o programa. Os resultados indicam um impacto significativo

sobre a frequência à escola, porém, impactos mais modestos sobre a desigualdade e, especialmente, sobre a pobreza. Todavia, e embora distintos níveis de corte não pareçam alterar os impactos do programa, esses são bastante majorados quando o valor do benefício é aumentado.

O capítulo 23 discute os potenciais efeitos negativos que as transferências governamentais podem ter sobre algumas importantes variáveis, tais como: a taxa de participação no mercado de trabalho, o desemprego e o investimento em educação. O aparecimento desses efeitos justifica-se na medida em que essas transferências têm a capacidade de alterar o comportamento dos membros das famílias no que tange às suas decisões de ofertar trabalho e de estudar. As principais conclusões desse capítulo apontam que os programas não condicionais de transferência de renda (as aposentadorias e pensões e o BPC) tendem a diminuir a taxa de participação, a aumentar a taxa de desemprego e, embora induzam uma maior proporção de jovens a estudar, também a elevar a parcela deles que não estuda nem trabalha. Além disso, o capítulo chama a atenção para o fato de, apesar de poderem gerar efeitos negativos semelhantes aos dos programas não condicionais de renda, os programas condicionais (por exemplo, o Bolsa Família) terem a vantagem de manter as crianças na escola e, logo, de melhorar a distribuição educacional, bem como de diminuir a probabilidade de elas serem pobres no futuro.



# CAPÍTULO 15

## Transferências de Renda e Redução da Desigualdade no Brasil e em Cinco Regiões, entre 1997 e 2005

Rodolfo Hoffmann\*

### 1 INTRODUÇÃO

Neste trabalho utiliza-se a técnica de decomposição dos índices de Gini, Mehran e Piesch para analisar a contribuição de várias parcelas do rendimento domiciliar para a redução da desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* (RDPC), no Brasil, entre 1997 e 2005, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Considera-se a divisão do rendimento domiciliar em seis parcelas, a saber:

- rendimento de todos os trabalhos, incluindo-se salários e remuneração de trabalhadores por conta própria e empregadores (representado por TTR);
- aposentadorias e pensões “oficiais”, isto é, pagas pelo governo federal ou por instituto de previdência (AP1);
- outras aposentadorias e pensões (AP2);
- rendimentos de doações feitas por pessoas de outros domicílios (DOA);
- rendimentos de aluguel (ALU);
- valor registrado na última pergunta sobre rendimentos, do questionário da Pnad, que abrange juros, dividendos, transferências de programas oficiais, como o Bolsa Família ou o Renda Mínima e outros rendimentos (JUR).

Procura-se dar especial atenção à parcela da renda proveniente de programas oficiais, como o Bolsa Família. Infelizmente, esse tipo

\* Professor do Instituto de Economia (IE) da Universidade de Campinas (Unicamp), com o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). O autor agradece a colaboração de Rodrigo Octávio Orair, de Marlon Gomes Ney e de José Adrian Pintos Payeras.

de renda faz parte da parcela que denominamos JUR, obtida na última pergunta sobre rendimento do questionário da Pnad, que inclui rendimentos de natureza muito distinta da do Bolsa Família, como juros e dividendos.

Na segunda seção, examina-se a distribuição dos domicílios, das pessoas, da renda e das suas seis parcelas em sete estratos de RDPC. É examinada também a composição da renda em cada estrato, para avaliar a importância das diversas parcelas para os pobres e para os relativamente ricos.

Na terceira seção, é apresentada a metodologia de decomposição das medidas de desigualdade, que é utilizada nas seções seguintes para analisar as mudanças na desigualdade da distribuição do RDPC, de 1997 a 2005, no Brasil e em cinco regiões.

## **2 DISTRIBUIÇÃO E COMPOSIÇÃO DO RENDIMENTO DOMICILIAR EM SETE ESTRATOS**

A tabela 1 mostra a distribuição dos domicílios, das pessoas e da renda em oito estratos de RDPC, delimitados em reais de agosto de 2006, com base nos dados da última Pnad, cujo mês de referência é setembro de 2005.

Consideram-se apenas os domicílios particulares permanentes com declaração do rendimento domiciliar. Trata-se de uma população de 51.308 mil domicílios, com 177 milhões de pessoas (excluídos pensionistas, empregados domésticos residentes no domicílio e seus parentes). Observa-se que pouco mais de 1% dos domicílios, incluídos 0,81% das pessoas, têm renda declarada nula.

Agregando-se os três primeiros estratos, verifica-se que os 41% mais pobres ficam com menos de 10% da renda total. No outro extremo, observa-se que os 9,3% mais ricos ficam com 43,5% da renda total.

Se considerarmos a participação dos dois estratos mais ricos, a renda de aposentadorias e pensões oficiais (AP1) é quase tão concentrada quanto o rendimento de todos os trabalhos (TTR). Por sua vez, a concentração de AP1 é maior do que a de TTR se considerarmos a participação dos quatro estratos mais pobres (56,9% das pessoas, que ficam com 18,9% do total de TTR, e apenas 14,8% do total de AP1). A participação do 5º estrato (mais de R\$ 300 a R\$ 500) no total de AP1

é especialmente elevada porque ele inclui os valores de RDPC iguais a 1 salário mínimo (cujo valor corrente em setembro de 2005 era R\$ 300, o que corresponde a R\$ 307, 2 em agosto de 2006).

Cumprir notar que o recebimento de doações de outras pessoas está longe de ser uma exclusividade dos relativamente pobres. Quase 36% do total dessa parcela vai para os 9,3% mais ricos.

A parcela mais concentrada é, claramente, a do rendimento de aluguéis: mais de 43% do total fica com os 3,1% mais ricos.

Comparando-se a distribuição de JUR com a distribuição da renda total, verifica-se que essa parcela é relativamente mais importante nos estratos de mais de R\$ 0 a R\$ 300, e volta a se destacar no último estrato. Isso se deve ao fato de JUR abarcar tanto os rendimentos típicos de domicílios pobres (como Bolsa Família) quanto os rendimentos típicos de domicílios relativamente ricos (como juros e dividendos).

TABELA 1

Distribuição porcentual dos domicílios, das pessoas, da renda e das suas seis parcelas em oito estratos de RDPC – Brasil,<sup>1</sup> em 2005

Estrato de RDPC (Em R\$ de ago. 2006)	Domicílios (%)	Pessoas (%)	Renda total (%)	Parcela da renda					
				TTR (%)	AP1 (%)	AP2 (%)	DOA (%)	ALU (%)	JUR (%)
0 (zero)	1,02	0,81	0	0	0	0	0	0	0
Mais de 0 a 100	11,55	16,57	2,27	2,23	1,16	2,61	7,44	0,40	15,00
Mais de 100 a 200	20,00	23,67	7,59	7,75	6,35	7,29	11,47	1,87	17,87
Mais de 200 a 300	14,70	15,87	8,54	8,92	7,28	7,82	10,14	3,58	10,30
Mais de 300 a 500	22,78	19,32	16,21	15,84	19,30	12,49	13,77	8,49	12,66
Mais de 500 a 1.000	17,47	14,47	21,91	22,01	23,67	16,18	21,20	17,62	9,46
Mais de 1.000 a 2.000	7,92	6,21	18,75	18,72	19,23	19,75	18,31	24,87	7,86
Mais de 2.000	4,56	3,08	24,74	24,53	23,01	33,87	17,67	43,16	26,85
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Nota:<sup>1</sup> Excluída área rural da antiga Região Norte.

A tabela 2 mostra a composição porcentual da renda no Brasil e em cada estrato de RDPC. O rendimento de todos os trabalhos (TTR) é a parcela mais importante, representando cerca de  $\frac{3}{4}$  da renda total. Verifique-se que essa parcela representa quase 80% do total no estrato de mais de R\$ 200 a R\$ 300, de agosto de 2006. No estrato seguinte, a participação de TTR é relativamente baixa em decorrência da



participação especialmente elevada de AP1, pois um RDPC igual a 1 salário mínimo (R\$ 300 em moeda corrente) está dentro desse estrato.

As aposentadorias e pensões oficiais representam 18,16% da renda total. Essa participação certamente está superestimada, pois tais rendimentos são menos subdeclarados do que os demais componentes da renda domiciliar. Observe-se que a participação de AP1 é menor nos três estratos mais pobres, especialmente no primeiro.

Como é esperado, a participação das doações de outros domicílios (DOA) na renda total tende a cair, enquanto a participação da renda de aluguéis (ALU) tende a subir conforme o nível de renda.

A participação de JUR é relativamente elevada no estrato mais pobre, decresce substancialmente até o 5º estrato, e volta a subir no estrato mais rico. Pressupõe-se que, nos estratos pobres, essa parcela seja constituída essencialmente por transferências, como o Bolsa Família, e, nos estratos relativamente ricos, ela corresponda basicamente a juros e dividendos (com valores drasticamente subdeclarados).

TABELA 2

Composição porcentual da renda em sete estratos de RDPC – Brasil, em 2005

Estrato de RDPC (Em R\$ de ago. 2006)	Parcela da renda					
	TTR	AP1	AP2	DOA	ALU	JUR
Mais de 0 a 100	74,55	9,27	1,86	2,33	0,32	11,68
Mais de 100 a 200	77,54	15,21	1,56	1,08	0,45	4,17
Mais de 200 a 300	79,28	15,48	1,48	0,85	0,76	2,14
Mais de 300 a 500	74,18	21,63	1,25	0,61	0,96	1,38
Mais de 500 a 1.000	76,26	19,62	1,20	0,69	1,47	0,76
Mais de 1.000 a 2.000	75,80	18,63	1,71	0,70	2,42	0,74
Mais de 2.000	75,27	16,90	2,22	0,51	3,18	1,92
Total	75,91	18,16	1,62	0,71	1,82	1,77

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

A tabela 3 mostra como a participação de AP1 em cada estrato variou de 2001 a 2005. O estrato com maior participação de AP1 é sempre aquele que abrange o salário mínimo corrente, em virtude do grande número de aposentadorias e pensões iguais ao salário mínimo. De 2001 a 2004, o salário mínimo está dentro do intervalo correspondente ao 3º estrato da tabela (mais de R\$ 200 a R\$ 300), mas, em 2005, o salário mínimo fica dentro do intervalo do estrato seguinte (mais de 300 a 500).

A tendência de redução da participação de AP1 no primeiro estrato da tabela 3 está associada ao forte crescimento da participação de JUR nesse estrato, como mostra a tabela 4. Nessa tabela, verifica-se que, no período analisado, a participação de JUR na renda total tende a aumentar nos quatro estratos mais pobres, em decorrência do crescimento dos programas de transferência de renda.

**TABELA 3**

Participação de aposentadorias e pensões "oficiais" (AP1) na renda total, conforme sete estratos de RDPC – Brasil, de 2001 a 2005

<b>Estrato de RDC (Em R\$ de ago. 2006)</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>
Mais de 0 a 100	12,88	12,15	12,38	10,93	9,27
Mais de 100 a 200	16,27	16,75	16,91	16,04	15,21
Mais de 200 a 300	19,76	20,77	22,44	20,50	15,48
Mais de 300 a 500	16,28	16,18	17,72	17,23	21,63
Mais de 500 a 1.000	17,35	17,63	18,95	18,54	19,62
Mais de 1.000 a 2.000	17,27	17,44	18,70	18,88	18,63
Mais de 2.000	17,05	16,82	18,17	18,33	16,90
<b>Total</b>	<b>17,11</b>	<b>17,22</b>	<b>18,48</b>	<b>18,13</b>	<b>18,16</b>

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

**TABELA 4**

Participação de JUR na renda total, conforme sete estratos de RDPC – Brasil, de 2001 a 2005

<b>Estrato de RDC (Em R\$ de ago. 2006)</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>
Mais de 0 a 100	3,58	5,01	5,66	11,24	11,68
Mais de 100 a 200	1,05	1,66	1,69	4,05	4,17
Mais de 200 a 300	0,50	0,90	0,90	1,86	2,14
Mais de 300 a 500	0,40	0,54	0,53	0,86	1,38
Mais de 500 a 1.000	0,46	0,57	0,58	0,54	0,76
Mais de 1.000 a 2.000	0,64	0,72	0,63	0,56	0,74
Mais de 2.000	1,54	2,30	1,31	1,71	1,92
<b>Total</b>	<b>0,91</b>	<b>1,29</b>	<b>1,05</b>	<b>1,59</b>	<b>1,77</b>

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

A porcentagem das pessoas (dos domicílios particulares permanentes considerados) que têm valor positivo para a parcela JUR tende a crescer no período analisado: 2,27% em 2001, 3,45% em 2002, 4,41% em 2003, 5,98% em 2004, e 5,17% em 2005. Entre essas pessoas, há uma proporção crescente que declarou receber exatamente 1 salário

mínimo corrente, a saber: 4,61% em 2001, 6,36% em 2002, 3,69% em 2003, 8,57% em 2004, e 12,75% em 2005.<sup>1</sup> Esses valores de JUR iguais a 1 salário mínimo certamente correspondem a pessoas que recebem o benefício de prestação continuada (BPC). Cabe ressaltar que Soares et al. (2006), analisando os dados da Pnad de 2004, mostram que essa pesquisa subestima o número de beneficiários do BPC, e assinalam que, provavelmente, parte significativa desses benefícios esteja sendo declarada como aposentadoria ou pensão.

### 3 DECOMPOSIÇÃO DAS MEDIDAS DE DESIGUALDADE

Tendo-se em vista a definição e a análise das mudanças nas medidas de desigualdade, seja  $x_i$  o rendimento domiciliar *per capita* da  $i$ -ésima pessoa, com  $i = 1, \dots, n$ . Então,  $n$  indica o tamanho da população. Admite-se que os rendimentos estejam ordenados de maneira que

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n \quad (1)$$

Sendo  $\mu$  a média dos  $x_i$ , as coordenadas da curva de Lorenz são

$$p_i = \frac{i}{n} \quad (2)$$

e

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \quad (3)$$

Serão utilizadas três medidas de desigualdade associadas à área entre a curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade ( $\Phi = p$ ): o índice de Gini ( $G$ ), o índice de Mehran ( $M$ ) e o índice de Piesch ( $P$ ). Essas medidas podem variar de zero a menos de 1, e são definidas pelas seguintes expressões:

$$G = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (p_i - \Phi_i) \quad (4)$$

$$M = \frac{6}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (1 - p_i)(p_i - \Phi_i) \quad (5)$$

$$P = \frac{3}{n} \sum_{i=1}^{n-1} p_i(p_i - \Phi_i) \quad (6)$$

<sup>1</sup> Dada a tendência de arredondar os valores declarados, essa proporção é relativamente mais alta quando o salário mínimo é um número inteiro de centenas (R\$ 200 em 2002 e R\$ 300 em 2005).

Note-se que, no índice de Mehran, a diferença entre as ordenadas da linha de perfeita igualdade e da curva de Lorenz é ponderada por  $1-p_i$ , tornando esse índice relativamente mais sensível a mudanças na cauda inferior da distribuição, em comparação com o índice de Gini. No índice de Piesch, o fator de ponderação é  $p_i$ , tornando essa medida de desigualdade comparativamente mais sensível a mudanças na cauda superior da distribuição.

A seguir será apresentado, pormenorizadamente, o procedimento de decomposição das mudanças no índice de Gini ( $G$ ). O procedimento é perfeitamente análogo no caso dos índices de Mehran ( $M$ ) e de Piesch ( $P$ ).

Vamos admitir que a renda  $x_i$  seja composta por  $k$  parcelas:

$$x_i = \sum_{h=1}^k x_{hi} \quad (7)$$

Sendo  $\beta$  a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas, o índice de Gini pode ser obtido de

$$G = 1 - 2\beta \quad (8)$$

Mantida a ordenação das rendas  $x_i$ , conforme (1), a curva de concentração da parcela  $x_{hi}$  mostra como a proporção acumulada dos  $x_{hi}$  varia de acordo com a proporção acumulada da população. Sendo  $\beta_h$  a área entre essa curva e o eixo das abscissas, a razão de concentração da parcela  $x_{hi}$  é

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (9)$$

Verifica-se que  $-1 < C_h < 1$ .

Se  $\varphi_h$  é a participação da  $h$ -ésima parcela na renda total, pode-se demonstrar que

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (10)$$

Dessa maneira, o índice de Gini da distribuição da renda pode ser dividido em  $k$  componentes, correspondentes às  $k$  parcelas do rendimento domiciliar *per capita*.

Vamos considerar agora que o mesmo tipo de decomposição do índice de Gini seja feito em dois anos distintos, indicados pelos índices 1 e 2:

$$G_1 = \sum_{h=1}^k \varphi_{1h} C_{1h} \quad (11)$$

$$G_2 = \sum_{h=1}^k \varphi_{2h} C_{2h} \quad (12)$$

Então, a variação no índice de Gini entre esses dois anos é

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} C_{2h} - \varphi_{1h} C_{1h}) \quad (13)$$

Somando e subtraindo  $\varphi_{1h} C_{2h}$  e fatorando, obtemos

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \varphi_h + \varphi_{1h} \Delta C_h), \quad (14)$$

com  $\Delta \varphi_h = \varphi_{2h} - \varphi_{1h}$  e  $\Delta C_h = C_{2h} - C_{1h}$ .

Alternativamente, somando e subtraindo  $\varphi_{2h} C_{1h}$  dentro da expressão entre parênteses em (13), e fatorando, obtemos

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \varphi_h + \varphi_{2h} \Delta C_h) \quad (15)$$

As expressões (14) e (15) são duas maneiras possíveis de decompor  $\Delta G$ . Para evitar a escolha arbitrária de uma delas, sugere-se utilizar a média aritmética das duas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h) \quad (16)$$

$$\text{com } C_h^* = \frac{1}{2} (C_{1h} + C_{2h}) \quad (17)$$

e

$$\varphi_h^* = \frac{1}{2} (\varphi_{1h} + \varphi_{2h}) \quad (18)$$

A média dos índices de Gini nos dois anos considerados é

$$G^* = \frac{1}{2} (G_1 + G_2) \quad (19)$$

Como  $\sum \varphi_{2h} = \sum \varphi_{1h} = 1$ , verifica-se que

$$\sum_{h=1}^k G^* \Delta \varphi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} - \varphi_{1h}) = 0 \quad (20)$$

Então, a expressão (16) permanecerá válida se subtrairmos a expressão (20) do segundo membro, obtendo

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*) \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h] \quad (21)$$

Matematicamente, tanto (16) como (21) são válidas. Mas, quando analisamos o significado econômico dos seus termos, verificamos que (21) é a expressão correta, como assinala Soares (2006). Na expressão (16), o aumento na participação de uma parcela do rendimento ( $\Delta\varphi_h > 0$ ) só contribuirá para reduzir o índice de Gini se a respectiva razão de concentração ( $C_h^*$ ) for negativa. Na expressão (21), o aumento na participação de uma parcela do rendimento ( $\Delta\varphi_h > 0$ ) contribuirá para reduzir o índice de Gini se a respectiva razão de concentração for menor do que o índice de Gini ( $C_h^* < G^*$ ). Parece mais razoável adotar uma decomposição da variação do índice de Gini na qual, de acordo com a expressão (21), o aumento da participação de uma parcela ( $\Delta\varphi_h > 0$ ) contribui para aumentar ou para diminuir o índice de Gini conforme a razão de concentração dessa parcela seja maior ou menor do que o índice de Gini, respectivamente.

Adotando-se a expressão (21) como a decomposição da mudança no índice de Gini, a contribuição total da  $h$ -ésima parcela do rendimento para essa mudança é

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h \quad (22)$$

e a respectiva contribuição percentual é

$$s_h = \frac{100}{\Delta G} [(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h] \quad (23)$$

Nas expressões (22) e (23), podemos distinguir um efeito associado à mudança na composição do rendimento, que denominamos *efeito-composição*, e um efeito associado à mudança nas razões de concentração, chamado *efeito-concentração* (conforme Soares, 2006). O efeito-composição da  $h$ -ésima parcela é:

$$(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (24)$$

ou, como porcentagem da mudança no índice de Gini,

$$s_{\varphi h} = \frac{100}{\Delta G} (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (25)$$

O efeito-composição total é

$$\sum_{h=1}^k (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (26)$$

O efeito-concentração da  $h$ -ésima parcela é

$$\varphi_h^*\Delta C_h \quad (27)$$

ou, como porcentagem da mudança no índice de Gini,

$$s_{Ch} = \frac{100}{\Delta G} \varphi_h^* \Delta C_h \quad (28)$$

O efeito-concentração total é

$$\sum_{h=1}^k \varphi_h^* \Delta C_h \quad (29)$$

#### 4 MUDANÇAS NA DESIGUALDADE DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA NO BRASIL, DE 1997 A 2005

A análise dos dados da Pnad tomará em consideração a divisão do rendimento domiciliar *per capita* nas seis parcelas definidas na primeira seção, a saber: rendimento de todos os trabalhos (TTR), aposentadorias e pensões “oficiais” (AP1), outras aposentadorias e pensões (AP2), doações de outros domicílios (DOA), rendimentos de aluguel (ALU) e, finalmente, juros, dividendos, Bolsa Família e outros rendimentos (JUR).

Na tabela 5, estão as participações ( $\varphi_h$ ) de cada parcela na renda total. Observa-se que, de 1997 a 2005, a participação de TTR cai de 81,42% para 75,91%, a participação de AP1 cresce de 14,14% para 18,17%, e a participação de JUR (que inclui transferências do governo, como o Bolsa Família) cresce de 0,61% para 1,77%.

TABELA 5

Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela na renda total – Brasil,<sup>1</sup> de 1997a 2005

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
TTR	0,8142	0,7933	0,7846	0,7794	0,7738	0,7667	0,7634	0,7591
AP1	0,1414	0,1547	0,1657	0,1711	0,1722	0,1848	0,1813	0,1817
AP2	0,0110	0,0124	0,0126	0,0143	0,0144	0,0135	0,0147	0,0162
DOA	0,0057	0,0069	0,0070	0,0067	0,0076	0,0071	0,0073	0,0071
ALU	0,0216	0,0240	0,0218	0,0193	0,0191	0,0174	0,0174	0,0182
JUR	0,0061	0,0087	0,0083	0,0091	0,0129	0,0105	0,0159	0,0177
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Nota:<sup>1</sup> Exclusive a área rural da antiga Região Norte.

A tabela 6 mostra as razões de concentração relativas ao índice de Gini, cabendo ressaltar que, na última linha, está o valor do próprio índice de Gini em cada ano. Note-se a tendência decrescente da desigualdade, com o índice de Gini passando de 0,6002 em 1997 para 0,5661 em 2005.

**TABELA 6**

Razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* – Brasil, de 1997 a 2005

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
TTR	0,5981	0,5919	0,5848	0,5889	0,5834	0,5778	0,5668	0,5642
AP1	0,5794	0,5953	0,6024	0,6011	0,5928	0,5938	0,5963	0,5850
AP2	0,6598	0,6413	0,6118	0,6260	0,5870	0,5698	0,5678	0,6142
DOA	0,3803	0,4128	0,3546	0,3951	0,4294	0,4035	0,4625	0,4135
ALU	0,7960	0,8033	0,8032	0,7971	0,8030	0,8009	0,7863	0,7886
JUR	0,7692	0,7638	0,6945	0,5394	0,5122	0,3386	0,1594	0,2384
Total	0,6002	0,5984	0,5921	0,5938	0,5872	0,5808	0,5687	0,5661

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

A razão de concentração para AP1 tem valor semelhante ao índice de Gini, verificando-se que fica um pouco abaixo do valor do índice em 1997 e 1998 e um pouco acima a partir de 1999. Isso mostra que a distribuição das aposentadorias e pensões “oficiais” está reforçando o elevado grau de desigualdade da distribuição da renda no Brasil.

A mudança mais extraordinária verificada na tabela 6 é, sem dúvida, a rápida redução da razão de concentração de JUR a partir de 1998. Note-se, entretanto, que essa razão de concentração cresce de 2004 para 2005.

Verifica-se que a razão de concentração de TTR fica sempre um pouco abaixo do índice de Gini, e que essas duas medidas mostram tendências decrescentes semelhantes.

As tabelas 7 e 8 mostram, para cada parcela da renda total, as razões de concentração relativas aos índices de Mehran e de Piesch, respectivamente. A última linha de cada tabela apresenta os valores do respectivo índice em cada ano.



TABELA 7

Razões de concentração relativas ao índice de Mehran da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* – Brasil, de 1997 a 2005

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
TTR	0,7333	0,7255	0,7185	0,7221	0,7156	0,7106	0,7003	0,6952
AP1	0,7126	0,7306	0,7358	0,7413	0,7340	0,7389	0,7400	0,7344
AP2	0,7825	0,7557	0,7373	0,7370	0,6965	0,6852	0,6787	0,7156
DOA	0,4600	0,4903	0,4338	0,4801	0,5052	0,4782	0,5561	0,4927
ALU	0,9063	0,9111	0,9059	0,9055	0,9104	0,9041	0,8957	0,8961
JUR	0,8544	0,8192	0,7630	0,5468	0,5134	0,3242	0,1098	0,2179
Total	0,7338	0,7303	0,7241	0,7259	0,7180	0,7131	0,7001	0,6964

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

TABELA 8

Razões de concentração relativas ao índice de Piesch da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* – Brasil, de 1997 a 2005

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
TTR	0,5304	0,5252	0,5179	0,5223	0,5173	0,5114	0,5000	0,4988
AP1	0,5128	0,5277	0,5358	0,5310	0,5223	0,5213	0,5245	0,5103
AP2	0,5984	0,5842	0,5490	0,5705	0,5322	0,5121	0,5123	0,5636
DOA	0,3405	0,3740	0,3150	0,3526	0,3914	0,3662	0,4156	0,3739
ALU	0,7408	0,7494	0,7519	0,7429	0,7493	0,7493	0,7316	0,7348
JUR	0,7266	0,7362	0,6602	0,5357	0,5116	0,3459	0,1842	0,2486
Total	0,5334	0,5324	0,5261	0,5277	0,5218	0,5147	0,5030	0,5009

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Essas tabelas confirmam que: *a)* a razão de concentração de TTR é quase sempre um pouco menor do que a medida geral de desigualdade, apresentando ambas uma tendência decrescente no período analisado; *b)* a partir de 1999, a razão de concentração de AP1 permanece acima da medida geral de desigualdade correspondente; e *c)* ocorre uma extraordinária redução no valor da razão de concentração de JUR a partir de 1998; essa razão de concentração cresce de 2004 para 2005, mas permanece substancialmente abaixo do valor observado em 2003.

## 5 DECOMPOSIÇÃO DAS MUDANÇAS NA DESIGUALDADE

Vamos examinar, inicialmente, a decomposição da mudança no índice de Gini de 1997 a 2005. Nesse período, o índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* cai de 0,6002 para 0,5661, verificando-se que  $\Delta G = -0,0341$ . A tabela 9 mostra a decomposição dessa variação, de acordo com as expressões (23), (25) e (28), distinguindo o efeito-composição e o efeito-concentração. Verifica-se que o efeito-concentração total representa 95,5% de  $\Delta G$ . Para as parcelas com efeitos maiores, o efeito-concentração tem valor absoluto muito maior do que o efeito-composição.

TABELA 9

Decomposição da mudança no índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* entre 1997 e 2005:  $\Delta G = -0,0341$

Parcela	Efeito-composição % de $\Delta G$ ( $s_{ph}$ )	Efeito-concentração % de $\Delta G$ ( $s_{ch}$ )	Total % de $\Delta G$ ( $s_h$ )
TTR	-0,3	78,0	77,7
AP1	0,1	-2,7	-2,6
AP2	-0,8	1,8	1,0
DOA	0,8	-0,6	0,2
ALU	2,1	0,4	2,5
JUR	2,7	18,5	21,2
Total	4,5	95,5	100,0

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Nas tabelas 9 e 10, estão as contribuições de cada parcela do rendimento para a variação do índice de Gini, em diversos períodos. Em todos os períodos considerados, houve redução do índice de Gini e mais de 58% dessa redução está associada ao TTR (rendimento de todos os trabalhos). A segunda maior contribuição para a redução do índice de Gini está associada a JUR, apesar da sua pequena participação na renda total (ver tabela 5); o efeito dessa parcela é 23,7% para o período 1998-2005, 22,5% para o período 1998-2002, e 24,4% para o período 2002-2005. Para os períodos aqui considerados, verifica-se que o efeito de JUR representa cerca de  $\frac{1}{5}$  a  $\frac{1}{4}$  da redução do índice de Gini.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Nos períodos 2001-2004 e 2002-2004, as contribuições de JUR para a redução da desigualdade alcançam 25,2% e 31,4%, respectivamente (Hoffmann, 2006). Os resultados obtidos são compatíveis com os obtidos por Soares (2006), tendo-se em vista que a decomposição da renda em parcelas é diferente, e que até a definição do rendimento domiciliar *per capita* é um pouco distinta.

TABELA 10

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, e valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	58,7	66,0	68,2	69,3	70,1
AP1	3,4	4,7	9,7	6,0	11,3
AP2	6,1	0,7	0,4	-2,2	-4,8
DOA	-0,0	0,1	-0,2	0,2	-0,4
ALU	9,2	4,8	1,4	2,2	0,3
JUR	22,5	23,7	20,5	24,4	23,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta G$	-0,0112	-0,0323	-0,0277	-0,0211	-0,0147

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

O efeito das aposentadorias e pensões “oficiais” (AP1) sobre a redução do índice de Gini é quase 10% no período 2001-2005, supera 11% no período 2003-2005, mas é negativo (-2,6%) no período 1997-2005.<sup>3</sup> Curiosamente, a contribuição de AP1 para a redução do índice de Gini nesses períodos (cerca de 10%) é similar à atribuída às pensões e aposentadorias públicas no período 2001-2004, em Ipea (2006, seção 5.3). Entretanto, para o período 2001-2004, a metodologia utilizada aqui indica que a contribuição de AP1 para a redução do índice de Gini é apenas 2,6% (Hoffmann, 2006). A diferença de resultados é maior na decomposição estática da desigualdade, isto é, na determinação da contribuição de cada parcela da renda para a desigualdade em determinado ano. Com base em simulações contrafactuais, avalia-se que as transferências (incluindo aposentadorias e pensões públicas, BPC e programas como o Bolsa Família), “mesmo representando 20% da renda das famílias brasileiras, são responsáveis por apenas cerca de 10% da desigualdade de renda no País” (Ipea, 2006, seção 5.1). Utilizando a expressão (10), verifica-se que apenas a parcela referente a AP1 (dada por  $\varphi_2 C_2$ ) representa, a partir de 2001, mais de 17% do índice de Gini (15,4% em 1998, 17,3% em 2001, 19,0% em 2004, e 18,8% em 2005). Essas participações são muito semelhantes para os índices de Mehran e de Piesch. A diferença de resultados deve estar associada à reordenação das rendas quando se acrescenta ou se subtrai uma parcela. A decomposição utilizada aqui respeita sempre a ordenação conforme o valor final do RDPC.

As tabelas 11 e 12 mostram o mesmo tipo de decomposição das mudanças da desigualdade em vários períodos, considerados os índices de Mehran e de Piesch, respectivamente.

<sup>3</sup> Soares (2006) destaca as aposentadorias e pensões indexadas ao salário mínimo, e mostra que essas, separadamente, contribuíram de forma substancial para a recente redução da desigualdade.

Observa-se, nas tabelas 10, 11 e 12, que os efeitos de TTR são sempre os mais importantes, contribuindo com 64% a 73% da redução da desigualdade nos períodos analisados, que terminam em 2005.

**TABELA 11**

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Mehran ( $M$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, e valor dessa mudança ( $\Delta M$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	62,4	69,0	70,0	72,3	70,0
AP1	-5,6	-3,4	3,2	-1,5	5,5
AP2	6,4	1,4	1,0	-1,3	-2,6
DOA	0,4	0,1	0,0	0,0	-0,5
ALU	7,5	4,2	1,3	2,1	-0,1
JUR	28,9	28,6	24,5	28,5	27,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta M$	-0,0123	-0,0339	-0,0295	-0,0216	-0,0167

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

A segunda colocada, no que se refere à sua contribuição para a redução da desigualdade, é sempre a parcela JUR. Comparando-se as tabelas 10, 11 e 12, verifica-se que o efeito dessa parcela aumenta quando se considera, sucessivamente, o índice de Piesch, o índice de Gini e o índice de Mehran. No período 2002-2005, por exemplo, sua contribuição para a redução dessas medidas de desigualdade é de, respectivamente, 22,3%, 24,4% e 28,5%. Tendo-se em vista que essas medidas de desigualdade são, nessa ordem, cada vez mais sensíveis a mudanças na cauda esquerda da distribuição de renda, esse resultado é coerente com o fato de a contribuição de JUR para a redução da desigualdade estar associada ao crescimento dos programas de transferência de renda para famílias pobres, como o Bolsa Família e o BPC.

Nas tabelas 10, 11 e 12, os efeitos de TTR, ALU e JUR são quase sempre positivos, o que mostra que essas parcelas contribuíram para a redução observada na desigualdade.

Nos períodos considerados, o sinal do efeito de AP1 é sempre positivo no caso dos índices de Gini (tabela 10) e de Piesch (tabela 12), mas é negativo em alguns períodos no caso do índice de Mehran (tabela 11), que é, entre as três medidas de desigualdade utilizadas, a mais sensível a modificações entre os relativamente pobres. No período 1998-2005, por exemplo, AP1 contribui para a redução da

desigualdade medida pelo índice de Gini (com 4,7%) ou pelo índice de Piesch (com 9,1%), mas teve efeito contrário, contribuindo para aumentar a desigualdade, no caso do índice de Mehran.<sup>4</sup>

## TABELA 12

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Piesch ( $P$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, e valor dessa mudança ( $\Delta P$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	56,5	64,4	67,2	67,8	70,2
AP1	8,7	9,1	13,4	9,9	14,8
AP2	6,0	0,2	0,0	-2,6	-6,1
DOA	-0,2	0,1	-0,3	0,3	-0,3
ALU	10,2	5,1	1,5	2,3	0,5
JUR	18,9	21,1	18,3	22,3	21,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta P$	-0,0107	-0,0316	-0,0268	-0,0209	-0,0138

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

## 6 MUDANÇAS NA DESIGUALDADE EM CINCO REGIÕES

Nesta seção, serão analisadas as mudanças no índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, de 1998 a 2005, em cinco regiões do Brasil, a saber: Nordeste; MG+ES+RJ; SP; Sul e Centro-Oeste. Excluímos o Norte porque, até 2003, a Pnad não coletava dados nas áreas rurais de RO, AC, AM, RR, PA e AP. Para que as tabelas não ficassem demasiadamente extensas, optamos por apresentar apenas as participações e as razões de concentração das parcelas em 1998, 2001, 2004 e 2005, fazendo a decomposição das mudanças no valor do índice de Gini nos períodos 1998-2002, 1998-2005, 2002-2005 e 2003-2005. As tabelas 13, 15, 17, 19 e 21 mostram os valores da participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total, bem como as respectivas razões de concentração, nas cinco regiões. As tabelas 14, 16, 18, 20 e 22 indicam, para cada região, os efeitos de cada parcela na variação do índice de Gini em cada um dos cinco períodos considerados.

A participação de AP1 (aposentadorias e pensões “oficiais”) na renda total, em 2001, 2004 e 2005, supera 21% nas regiões Nordeste

<sup>4</sup> Cabe lembrar, nesse contexto, as modificações na participação de AP1 na renda total de estratos de RDPC, examinadas na tabela 3.

e MG+ES+RJ; fica abaixo de 16% em São Paulo; não chega a 18% no Sul; e fica abaixo de 13% no Centro-Oeste. Excetuando-se o caso de São Paulo, as respectivas razões de concentração são substancialmente maiores do que os índices de Gini, o que mostra que esse rendimento contribui para elevar a desigualdade da distribuição de renda nessas regiões.

TABELA 13

Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini. Região Nordeste, em 1998, 2001, 2004 e 2005

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )				Razão de concentração ( $C_h$ )			
	1998	2001	2004	2005	1998	2001	2004	2005
TTR	0,7612	0,7415	0,7138	0,7163	0,6039	0,5996	0,5891	0,5784
AP1	0,1918	0,2100	0,2175	0,2132	0,6242	0,6200	0,6319	0,6141
AP2	0,0117	0,0126	0,0143	0,0151	0,6820	0,6426	0,6506	0,6549
DOA	0,0130	0,0118	0,0108	0,0102	0,3505	0,3405	0,4002	0,3120
ALU	0,0163	0,0123	0,0102	0,0125	0,8535	0,8484	0,8283	0,8423
JUR	0,0060	0,0119	0,0334	0,0327	0,5675	0,1384	0,0403	0,0290
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,6093	0,5990	0,5813	0,5698

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

TABELA 14

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Nordeste, e valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	54,7	47,9	53,4	42,1	35,7
AP1	-7,2	3,6	3,9	12,1	6,5
AP2	0,4	0,3	-1,1	0,2	-2,3
DOA	-1,2	-0,7	-0,3	-0,3	-2,0
ALU	4,7	2,9	0,1	1,5	-3,4
JUR	48,6	46,1	44,1	44,4	65,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta G$	-0,0157	-0,0395	-0,0292	-0,0238	-0,0138

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Em 2004 e 2005, a participação de TTR (rendimento de todos os trabalhos) fica abaixo de 72% nas regiões Nordeste e MG+ES+RJ, é quase 80% em SP, quase 77% no Sul, e supera 82% no Centro-Oeste.

TABELA 15

Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini. Região Sudeste sem SP (MG+ES+RJ), em 1998, 2001, 2004 e 2005

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )				Razão de concentração ( $C_h$ )			
	1998	2001	2004	2005	1998	2001	2004	2005
TTR	0,7569	0,7323	0,7174	0,7126	0,5619	0,5507	0,5300	0,5223
AP1	0,1898	0,2176	0,2264	0,2252	0,6216	0,6315	0,6187	0,6104
AP2	0,0169	0,0174	0,0166	0,0212	0,6892	0,6371	0,5779	0,6500
DOA	0,0065	0,0058	0,0089	0,0068	0,5020	0,3628	0,5248	0,3739
ALU	0,0205	0,0186	0,0174	0,0177	0,7689	0,7741	0,7768	0,7656
JUR	0,0093	0,0083	0,0133	0,0166	0,7780	0,6542	0,2989	0,4339
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,5813	0,5738	0,5521	0,5467

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

TABELA 16

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* na Região MG+ES+RJ, e valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	78,3	81,4	74,2	84,8	78,8
AP1	-4,5	1,4	15,5	9,1	26,5
AP2	11,5	0,8	-2,1	-11,7	-8,0
DOA	2,6	2,5	0,5	2,5	2,9
ALU	1,2	1,9	1,3	2,6	-5,5
JUR	10,9	12,0	10,6	12,8	5,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta G$	-0,0185	-0,0346	-0,0271	-0,0161	-0,0156

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Em 2004 e 2005, a participação de JUR no Nordeste (3,34% e 3,27%) é nitidamente maior do que nas demais regiões, mostrando como essa região foi particularmente beneficiada pelos programas federais de transferência de renda. A razão de concentração de JUR cai drasticamente em todas as regiões. No Nordeste, ela já era relativamente baixa (0,5675) em 1998, e torna-se quase nula em 2004 e 2005. Em SP, por seu turno, a razão de concentração de JUR permanece acima de 0,74 em 2002, cai para menos de 0,40 em 2004, mas aumenta para 0,54 em 2005.

TABELA 17

Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini, no Estado de São Paulo, em 1998, 2001, 2004 e 2005

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )				Razão de concentração ( $C_h$ )			
	1998	2001	2004	2005	1998	2001	2004	2005
TTR	0,8133	0,8158	0,7952	0,7880	0,5295	0,5459	0,5178	0,5237
AP1	0,1284	0,1386	0,1594	0,1581	0,5182	0,5319	0,5397	0,5184
AP2	0,0117	0,0125	0,0137	0,0142	0,5290	0,5269	0,4728	0,5092
DOA	0,0051	0,0055	0,0048	0,0062	0,4283	0,5228	0,4813	0,5612
ALU	0,0316	0,0206	0,0182	0,0209	0,7668	0,7434	0,7425	0,7567
JUR	0,0099	0,0070	0,0086	0,0126	0,7971	0,7224	0,3947	0,5402
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,5377	0,5489	0,5236	0,5280

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

TABELA 18

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Estado de São Paulo, e valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	104,2	46,3	84,6	79,0	89,9
AP1	4,2	4,1	10,8	5,2	11,0
AP2	0,2	3,0	1,3	1,5	-2,8
DOA	3,8	-7,3	-1,1	-0,8	-3,0
ALU	-20,5	27,9	-1,7	-0,7	3,7
JUR	8,1	26,1	6,1	15,9	1,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta G$	0,0134	-0,0097	-0,0209	-0,0231	-0,0138

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Como mostra a tabela 14, no Nordeste, nos períodos 1998-2002, 1998-2005 e 2001-2005, o efeito de TTR para a redução do índice de Gini ainda supera o efeito de JUR, mas, nos períodos 2002-2005 e 2003-2005, a maior parte da redução do índice de Gini está associada à parcela JUR. No período 2002-2004, quase 87% da redução do índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* nessa região se deve ao crescimento da participação de JUR no total, bem como à redução da respectiva razão de concentração, o que certamente é consequência do crescimento dos programas de transferência de renda para famílias pobres (Hoffmann, 2006).



TABELA 19

Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini – Região Sul, em 1998, 2001, 2004 e 2005

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )				Razão de concentração ( $C_h$ )			
	1998	2001	2004	2005	1998	2001	2004	2005
TTR	0,7989	0,7700	0,7692	0,7628	0,5469	0,5314	0,5103	0,5072
AP1	0,1533	0,1728	0,1722	0,1792	0,5548	0,5668	0,5404	0,5205
AP2	0,0096	0,0155	0,0151	0,0163	0,5562	0,6090	0,5112	0,5691
DOA	0,0061	0,0052	0,0059	0,0060	0,5669	0,4546	0,5266	0,5144
ALU	0,0220	0,0239	0,0215	0,0197	0,7570	0,7762	0,7537	0,7272
JUR	0,0100	0,0125	0,0161	0,0160	0,7375	0,6238	0,4029	0,3516
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,5549	0,5453	0,5190	0,5125

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

TABELA 20

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* na Região Sul, e valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	87,8	72,6	56,2	42,0	60,5
AP1	-1,0	13,2	24,6	42,1	31,3
AP2	3,3	-0,9	1,8	-9,1	-11,6
DOA	1,3	0,8	-0,9	-0,4	0,0
ALU	-2,2	2,6	6,1	12,4	8,2
JUR	10,7	11,7	12,2	12,9	11,6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta G$	-0,0281	-0,0423	-0,0328	-0,0143	-0,0158

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Na região MG+ES+RJ, ocorre algo semelhante, mas com menor intensidade. O efeito de JUR, como porcentagem de  $\Delta G$ , é 10,9% no período 1998-2002, e sobe para 32,4% no período 2002-2004 (Hoffmann, 2006). Como mostra a tabela 16, esse efeito é 12,8% no período 2002-2005, e apenas 5,4% no período 2003-2005. Mais de 74% das mudanças no índice de Gini estão associadas com TTR (rendimento de todos os trabalhos).

A tabela 20 mostra que, na Região Sul, o efeito de JUR é relativamente estável, passando de 10,7%, no período 1998-2002, para 12,9% no período 2002-2005.

No Centro-Oeste, no período 1998-2002 obtivemos um efeito de JUR (29,6%) um pouco maior do que no período 2002-2005 (28,5%). Cabe ressaltar que a variação do índice de Gini na Região Centro-Oeste, nos períodos 1998-2002 e 2003-2005, foi muito pequena (menos de 1 ponto percentual), e que contribuições percentuais para um valor muito próximo de zero se torna muito instáveis.

Além de se tratar de um resultado muito instável, por estar associado a uma variação muito pequena do índice de Gini, cabe assinalar que a contribuição muito alta de AP1 na primeira coluna da tabela 22 está associada às características especiais do Distrito Federal, pois, no restante da Região Centro-Oeste, no período de 1998-2002, aquela contribuição é -2,1%, para  $\Delta G = -0,0082$  (com o índice de Gini diminuindo de 0,5661, em 1998, para 0,5579 em 2002). No Distrito Federal, a razão de concentração de AP1 é extremamente elevada, o que contribui para a elevada desigualdade da distribuição da renda nessa unidade da Federação, com o índice de Gini passando de 0,6182, em 1998, para 0,6263 em 2002; para 0,6297 em 2003; para 0,6254 em 2004; e para 0,6032 em 2005. A razão de concentração de AP1 é sistematicamente mais elevada, assumindo os seguintes valores, respectivamente: 0,7529, 0,6911, 0,7008, 0,7064 e 0,6971.

TABELA 21

Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini, na Região Centro-Oeste, em 1998, 2001, 2004 e 2005

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )				Razão de concentração ( $C_h$ )			
	1998	2001	2004	2005	1998	2001	2004	2005
TTR	0,8362	0,8321	0,8264	0,8202	0,5871	0,5856	0,5680	0,5704
AP1	0,1135	0,1149	0,1175	0,1267	0,6572	0,6345	0,6210	0,6233
AP2	0,0117	0,0159	0,0135	0,0139	0,6136	0,6388	0,5082	0,5736
DOA	0,0052	0,0072	0,0068	0,0049	0,4717	0,4403	0,5082	0,3803
ALU	0,0268	0,0214	0,0215	0,0192	0,7454	0,7428	0,7259	0,7546
JUR	0,0066	0,0084	0,0143	0,0152	0,6831	0,5811	0,0658	0,1226
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,5996	0,5943	0,5692	0,5730

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

Ao analisar o caso de SP (tabelas 17 e 18), é importante notar que, no período 1998-2002, o índice de Gini aumentou (ao contrário do que aconteceu no Brasil, em geral, e nas demais regiões analisadas). Assim, o efeito positivo (8,1%) de JUR significa, nesse período, que

essa parcela contribuiu para aumentar a desigualdade. Embora a respectiva razão de concentração tenha sofrido ligeira queda no período, em 2002 ela permanecia substancialmente acima do índice de Gini, determinando que o aumento da participação de JUR no rendimento total (de 0,99% para 1,77%) contribuísse para o aumento da desigualdade (Hoffmann, 2006). Já em período mais recente (2002-2005), JUR contribui para reduzir o índice de Gini em SP, graças à forte redução na respectiva razão de concentração (embora ela tenha crescido de 2004 para 2005).

## TABELA 22

Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* na Região Centro-Oeste, e valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos

Parcela	1998-2002	1998-2005	2001-2005	2002-2005	2003-2005
TTR	4,5	51,2	58,3	69,2	-6,0
AP1	53,2	12,6	3,8	-2,9	-11,6
AP2	7,2	1,9	4,8	-0,1	-4,6
DOA	0,0	1,5	-0,2	2,2	1,4
ALU	5,4	3,9	0,7	3,1	-13,6
JUR	29,6	28,9	32,7	28,5	134,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta G$	-0,0074	-0,0266	-0,0214	-0,0192	-0,0037

Fonte: Resultados obtidos com base em microdados das Pnads-IBGE.

## 7 CONCLUSÕES

Em qualquer análise estatística baseada em dados das Pnads, é necessário lembrar que as informações são fornecidas por pessoas dos domicílios da amostra, o que implica todas as limitações desse tipo de dado, particularmente no caso dos rendimentos declarados. Para avaliar a importância dos programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, foi usado o valor obtido por meio de uma pergunta sobre o valor do rendimento médio mensal na forma de juros, dividendos e outros rendimentos, incluídos aí os programas governamentais de transferência. Entretanto, tudo indica que, para os domicílios relativamente pobres, esse rendimento é constituído, essencialmente, por transferências desse tipo, como o Bolsa Família e o BPC (Benefício de Prestação Continuada).

Segue-se uma lista das principais conclusões deste trabalho.

- 1) O índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil diminuiu de 0,5984, em 1998, para 0,5661 em 2005, podendo-se atribuir 23,7% dessa redução à parcela do rendimento total que inclui transferências do governo, como o Bolsa Família (mas também inclui juros e dividendos). A maior parte da redução do índice de Gini no período (66,0%) está associada ao rendimento de todos os trabalhos.
- 2) No período 2001-2005, a variação no índice de Gini é  $\Delta G = -0,0277$ , verificando-se que 68,2% dessa redução está associada ao rendimento de todos os trabalhos, e 20,5% pode ser atribuída ao crescimento das rendas de transferências.
- 3) Os resultados são sensíveis à escolha da medida de desigualdade. Se for utilizado o índice de Mehran que, em comparação com o índice de Gini, é mais sensível a modificações na cauda esquerda da distribuição de renda, verificar-se-á que 24,5% da redução da desigualdade no período 2001-2005 poderá ser atribuída a mudanças na variável que inclui o Bolsa Família.
- 4) O conjunto das aposentadorias e pensões pagas pelo governo federal, ou por instituto de previdência (AP1), constitui um “freio” para a redução da desigualdade, pois a respectiva razão de concentração permanece elevada e torna-se maior do que a medida geral de desigualdade a partir de 1999. Verifica-se que apenas 4,7% da redução do índice de Gini do RDPC, no período 1998-2005, pode ser atribuída a mudanças em AP1. Se o índice de Mehran for adotado como medida de desigualdade, o sinal do efeito de AP1 será negativo, indicando que essa parcela do RDPC contribuiu para aumentar a desigualdade no período.
- 5) Os efeitos das transferências governamentais são mais importantes no Nordeste, onde a participação da variável que abrange esse tipo de rendimento na renda total declarada chega a 3,3% em 2004 e 2005. Nessa região, o efeito dessa variável na redução do índice de Gini é de 46,1% no período 1998-2005 (quando  $\Delta G = -0,0395$ ), e alcança quase 87% no período 2002-2004 (quando  $\Delta G = -0,0123$ ).

## 8 REFERÊNCIAS

HOFFMANN, R. Decomposition of Mehran and Piesch inequality measures by factor components and their application to the distribution of *per capita* household income in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 149-171, maio 2004.

\_\_\_\_\_. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e 5 regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

SOARES, F. V. et al. **Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade e a pobreza**. Centro Internacional de Pobreza (IPC/Pnud/Ipea), 2006.

SOARES, S. S. D. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004**. Brasília: Ipea, fev. 2006. (Texto para Discussão, n. 1.166).

# CAPÍTULO 16

## O Papel das Transferências Públicas na Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira

Ricardo Paes de Barros\*

Mirela de Carvalho\*

Samuel Franco\*

### 1 INTRODUÇÃO

A partir de 2001, o grau de desigualdade de renda no Brasil começa a declinar de forma sistemática e acentuada. Desde a divulgação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2004, vem sendo produzida uma série de estudos que retratam esse fenômeno, como os trabalhos de Hoffmann (2006a, b); Ferreira et al. (ou seja, o capítulo 11 do volume 1 deste livro), Kakwani, Néri e Son (2006); Soares (2006); Soares e Osório (no capítulo 5 do volume 1 deste livro) e Barros et al. (2006a, bem como no capítulo 2 do volume 1 deste livro).

O coeficiente de Gini, por exemplo, caiu, entre 2001 e 2005, a uma taxa de 1,2% ao ano. A taxa de crescimento anual da renda *per capita* dos 20% mais pobres esteve 5 pontos percentuais acima da média nacional. De fato, enquanto a renda *per capita* brasileira aumentava, nesse período, apenas 1% ao ano, a renda *per capita* desse segmento crescia a 6%.<sup>1</sup>

Muitos dos estudos realizados desde então buscaram também investigar as causas por trás dessa queda do grau de desigualdade de renda. Barros et al. (2006b, e capítulo 12 do volume 1 deste livro); Hoffmann (2006a, e capítulo 15 deste volume 2); Soares (2006) e Veras et al. (capítulo 17 do volume 2 deste livro), entre outros, mostram que boa parte dessa redução da desigualdade não está relacionada às transformações no mercado de trabalho, e sim a mudanças na distribuição da renda não derivada do trabalho.

\* Os autores, pesquisadores do Ipea, agradecem a Ali Kamel as críticas e as sugestões a versões anteriores deste trabalho, particularmente quanto à importância de investigar, separadamente, o Benefício de Prestação Continuada (BPC). Em versões anteriores, as mudanças ocorridas com o BPC no último quadriênio não haviam sido devidamente consideradas. Conforme esta versão atual busca demonstrar, elas foram praticamente tão importantes quanto as ocorridas com o Programa Bolsa Família para a redução recente da desigualdade.

<sup>1</sup> Ver capítulo 10, de autoria de Barros et al., do volume 1 deste livro, para uma análise detalhada da relação entre a recente redução da desigualdade, o crescimento da renda dos mais pobres e a queda da pobreza.

Entre 2001 e 2005, a participação da renda não derivada do trabalho no orçamento familiar aumentou de 22% para 24% e, mais importante ainda, a proporção de brasileiros que vivem em domicílios cujo orçamento provém, ao menos em parte, de fontes não derivadas do trabalho, essa subiu de 42% para 52%.<sup>2</sup>

Embora diferenças metodológicas<sup>3</sup> gerem alguma divergência a respeito da magnitude da contribuição dessas transformações, há consenso de que boa parte da queda na desigualdade se deveu a transformações na renda não derivada do trabalho.<sup>4</sup> O objetivo deste capítulo é, portanto, decompor o impacto dessa fonte de renda e, assim, isolar a contribuição das mudanças na renda de diferentes tipos de ativos, de transferências privadas e de transferências públicas. Como, segundo a Pnad,<sup>5</sup> a maior parte (79%) da renda não derivada do trabalho é composta por transferências públicas, cuja participação no orçamento das famílias aumentou em 2 pontos percentuais no período, daremos prioridade a elas em nossa análise.

Neste capítulo, utilizamos, mais especificamente, um procedimento em três etapas para decompor a recente queda da desigualdade. Na primeira etapa, como apresentado em Barros et al. (capítulo 12 do volume 1 deste livro), a queda da desigualdade é decomposta em duas parcelas: uma que decorre de mudanças na renda do trabalho, e outra proveniente de mudanças na renda não derivada do trabalho. Em seguida, abrimos, em sete parcelas, a contribuição das mudanças na renda não derivada do trabalho, ligadas às transformações nos seguintes rendimentos: aluguéis, juros e dividendos, provenientes de ajuda de não moradores, outras pensões e aposentadorias, pensões e aposentadorias públicas, Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Programa Bolsa Família e correlatos. Por fim, investigamos qual foi, exatamente, o caminho percorrido por cada uma das sete fontes para afetar a desigualdade total.

De fato, toda mudança numa fonte de renda pode afetar a desigualdade total por quatro caminhos (diagrama 1). Pode resultar da simples alteração no grau de associação da fonte estudada com as demais, o que está intimamente relacionado a transformações no grau de focalização. Em geral, quanto menor a associação de uma fonte com as outras, mais ela estará direcionada às camadas mais pobres da população, e, portanto, menor deverá ser o grau de desigualdade na renda total.

Um segundo caminho é a expansão da cobertura. Quando mais pessoas passam a ter acesso a uma determinada fonte de ren-

<sup>2</sup> Ver tabela 2, na página 45, e tabela 13 na página 61 deste capítulo.

<sup>3</sup> Ver seção 6 para uma discussão a respeito dessas diferenças metodológicas.

<sup>4</sup> As estimativas de impacto para o período 2001-2005 variam de 20%, segundo Hoffmann (capítulo 15 deste volume 2), a 50%, segundo os resultados apresentados neste capítulo. Para o período 2001-2004, Hoffmann (2006a) encontra uma contribuição de 25%, enquanto Soares (2006) apresenta uma de 27%.

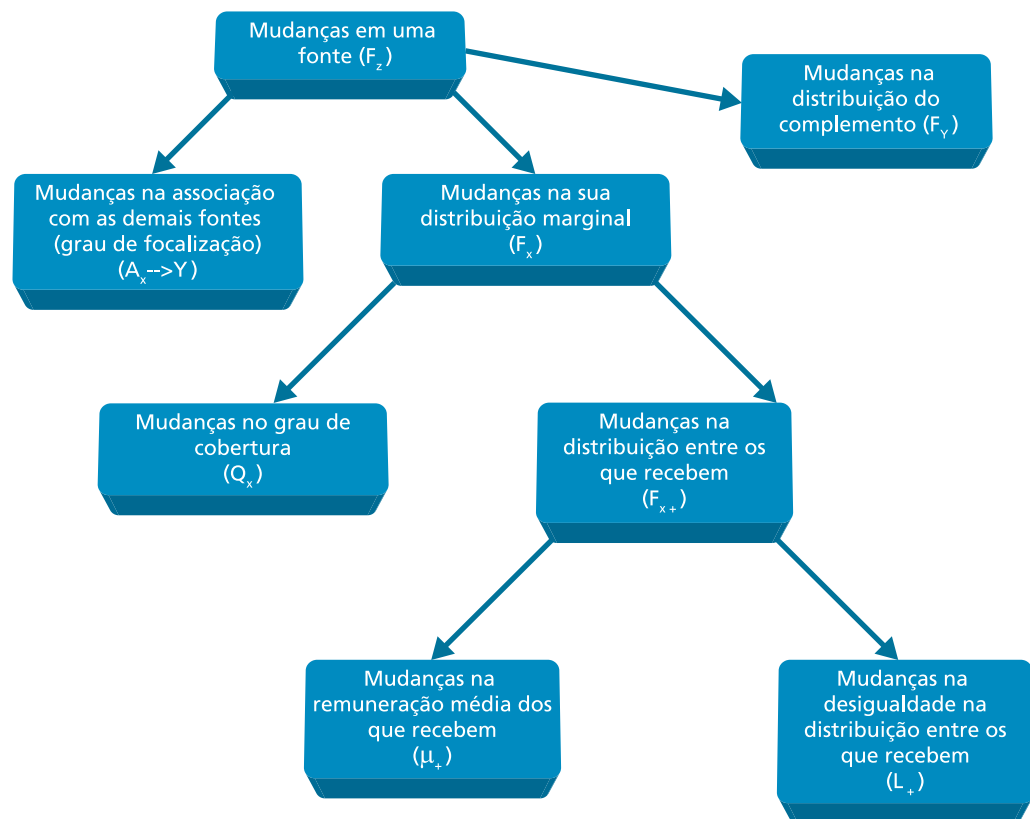
<sup>5</sup> A composição da renda familiar varia de acordo com a fonte de informação utilizada. Dada a maior subestimação da renda de ativos na Pnad, a participação das transferências públicas para a renda familiar e para a renda não derivada do trabalho tende a ser maior segundo essa fonte do que conforme a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Para uma análise comparada da composição da renda não derivada do trabalho nessas duas fontes, e também no Sistema de Contas Nacionais (SCN), ver Barros, Cury e Ulyssea (capítulo 7 do volume 1 deste livro).

da, tudo mais constante, menor tende a ser a desigualdade relativa a essa fonte e, assim, menor deve ser a desigualdade de renda total. Logo, elevações do grau de cobertura de uma fonte tendem a reduzir a desigualdade de renda total.

Mesmo quando a cobertura não se modifica, a desigualdade pode ser afetada por mudanças na distribuição entre os receptores. Essa, por sua vez, altera-se ou quando muda o valor médio do benefício/rendimento recebido, ou quando muda a desigualdade com que esse benefício/rendimento é repartido. Neste capítulo, decomparamos a contribuição de cada fonte em parcelas que se devem às mudanças ocorridas em cada um desses quatro tipos de transformação (ver diagrama 1).

### DIAGRAMA 1

Decomposição das transformações em uma dada fonte de renda



Fonte: Elaboração dos autores.



Centrados nesses objetivos, além desta introdução, organizamos o capítulo em mais sete seções discursivas. Na seção 2, apresentamos a desagregação da renda não derivada do trabalho, a ser utilizada ao longo de todo o capítulo. Da forma como as informações da Pnad são coletadas é possível isolar, diretamente, oito fontes de renda não derivadas do trabalho. Não é conveniente, porém, tratar de todas elas isoladamente. Ademais, nem todas as fontes que se deseja analisar separadamente estão entre essas oito disponíveis. Em particular, os benefícios de programas sociais, como o Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada (BPC), não são investigados separadamente pela Pnad. Há um único quesito que investiga conjuntamente os rendimentos financeiros e esses benefícios sociais. Por esse motivo, dedicamos a seção 3 à descrição do procedimento por nós desenvolvido para isolar os benefícios sociais dos rendimentos financeiros, com base nas informações da Pnad.

Na seção 4, mostramos, teoricamente, como a desigualdade total pode ser afetada por fonte de renda, mediante os quatro caminhos já mencionados: (a) grau de focalização, (b) grau de cobertura, (c) valor médio dos benefícios/rendimentos entre os receptores, e (d) desigualdade entre os receptores. Além disso, apresentamos aspectos metodológicos das medidas de focalização a serem utilizadas e mostramos suas vantagens e desvantagens.

Na seção 5, investigamos as reais transformações por que passaram as sete fontes analisadas entre 2001 e 2005, chamando a atenção para como cada uma delas percorreu os quatro caminhos básicos. Essa descrição da evolução temporal pode indicar, com clareza, as fontes que devem ter tido o maior impacto sobre a queda na desigualdade.

No entanto, para conhecer efetivamente a contribuição de cada fonte para reduzir a desigualdade é preciso contar com uma metodologia que permita isolar o impacto de cada variável. Na seção 6, apresentamos a metodologia utilizada e discutimos suas vantagens em relação a outros métodos alternativos. Na seção 7, estimamos e analisamos tais contribuições, e, na 8, tecemos nossas considerações finais.

Toda a análise empírica realizada neste estudo está baseada em informações das Pnads de 2001 a 2005.<sup>6</sup> A desigualdade cujos determinantes desejamos identificar neste capítulo é aquela associada à distribuição das pessoas segundo a sua renda domiciliar *per capita*. Também no caso de cada fonte de renda, a distribuição em questão é sempre a das pessoas conforme o valor *per capita* do total da fonte no domicílio,

<sup>6</sup> Sobre a utilidade e as limitações da Pnad para a análise da desigualdade de renda, ver Barros, Cury e Ulyssea (capítulo 7 do volume 1 deste livro).

exceto quando explicitamente mencionado de forma diversa. Assim, a distribuição das transferências é entendida como a distribuição das pessoas conforme o valor de todas as transferências recebidas pelos membros do domicílio dividido pelo número de membros no domicílio. Vale ressaltar, por fim, que, embora empiricamente, o conceito utilizado em todos os casos é o de domicílio, e, ao longo do capítulo, tomaremos o termo família como sinônimo.

## 2 COMPONENTES DA RENDA NÃO DERIVADA DO TRABALHO

### 2.1 Natureza da desagregação utilizada

Todas as informações da Pnad sobre a renda não derivada do trabalho provêm do quesito 125, o qual investiga, para cada indivíduo com idade igual ou superior a 10 anos, oito fontes de renda: (a) aposentadoria de instituto de previdência ou do governo federal, (b) pensão de instituto de previdência ou do governo federal, (c) outro tipo de aposentadoria, (d) outro tipo de pensão, (e) abono de permanência, (f) aluguel, (g) doação recebida de não-morador, (h) juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos (ver IBGE, 2005).

Neste estudo, entretanto, utilizamos uma desagregação distinta da renda não derivada do trabalho, que é formada por sete componentes: dois referentes a rendimentos de ativos – (i) aluguéis e (ii) juros e dividendos; dois referentes a transferências não-governamentais – (iii) ajuda de não-moradores e (iv) outras pensões e aposentadorias; e três referentes a transferências governamentais – (v) pensões e aposentadorias públicas, (vi) Benefício de Prestação Continuada (BPC), e (vii) benefícios do Programa Bolsa Família (PBF) e correlatos.<sup>7</sup> Dois desses componentes são idênticos aos investigados pela Pnad: aluguéis e ajuda de não moradores. Outros dois são formados por agregações de categorias investigadas pela Pnad: pensões e aposentadorias públicas e outras pensões e aposentadorias. Os três componentes restantes – juros e dividendos, BPC e benefícios do PBF – vêm da desagregação de uma única fonte presente na Pnad: juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos. Para desagregar essa fonte, desenvolvemos um procedimento específico, que será apresentado na próxima seção. A tabela 1 resume a correspondência entre as nossas fontes e as investigadas pela Pnad.

<sup>7</sup> Entre os programas correlatos estão o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação, o Cartão-Alimentação, o Auxílio-Gás e Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti).

TABELA 1

Correspondência entre os componentes da renda não derivada do trabalho utilizados neste estudo e os investigados pela Pnad

Componentes utilizados neste estudo	Componentes utilizados na Pnad
Aluguéis	Aluguel (V1267)
Juros e dividendos	Obtido por meio da desagregação da renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos (V1273) <sup>1</sup>
Ajuda de não moradores	Doação recebida de não morador
Outras pensões e aposentadorias	Outro tipo de aposentadoria (V1258) Rendimento de outro tipo de pensão (V1261)
Pensões e aposentadorias	Aposentadoria de instituto de previdência ou do governo federal (V1252) Pensão de instituto de previdência ou do governo federal (V1255) Abono de permanência (V1264)
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	Obtido por meio da desagregação da renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos (V1273) <sup>2</sup>
Bolsa Família e correlatos	Obtido por meio da desagregação da renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos (V1273) <sup>3</sup>

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Quando o valor de V1273 não for igual nem ao valor típico do Bolsa Família e correlatos e nem ao do Benefício de Prestação Continuada (BPC).

<sup>2</sup> Quando o valor de V1273 é exatamente igual a um salário mínimo do ano corrente.

<sup>3</sup> Quando o valor de V1273 é igual a um dos valores típicos do Bolsa Família e correlatos.

## 2.2 Importância e estrutura da renda não derivada do trabalho

De acordo com a Pnad, em 2005 pouco menos de 25% da renda das famílias originava-se de outras fontes distintas do trabalho, entre as quais as transferências, sobretudo as públicas, eram a mais importante (ver tabela 2).<sup>8</sup>

De fato, as transferências públicas e privadas representam quase 90% da renda não derivada do trabalho (ver tabela 3). O restante é constituído por aluguéis (8%) e rendimentos financeiros (4%).<sup>9</sup>

Analisando mais detidamente as transferências, notamos que quase 90% delas são oriundas do setor público (tabela 4). A grande maioria das transferências públicas é formada por pensões e aposentadorias (95%), conforme indica a tabela 5. Os benefícios do Programa Bolsa Família representam menos de 2,5% das transferências públicas, o que equivale a menos de 0,5% da renda total das famílias. A participação do BPC é similar. Em conjunto, o BPC e o Bolsa Família respondem por menos de 1% da renda total das famílias, e por menos de 5% das transferências públicas.<sup>10</sup>

<sup>8</sup> Tanto na Pesquisa de Orçamento Familiar do IBGE como nas Contas Nacionais, a participação da renda do trabalho é menor, em boa medida por causa da inclusão dos aluguéis imputados àqueles que vivem em casa própria – cf. Barros, Cury e Ulyssea (capítulo 7 do volume 1 deste livro).

<sup>9</sup> Esses rendimentos encontram-se claramente subestimados na Pnad. Segundo Barros, Cury e Ulyssea (capítulo 7 do volume 1 deste livro), a magnitude desses rendimentos pelas Contas Nacionais é cerca de quatro vezes maior que a estimada pela Pnad.

<sup>10</sup> Vale ressaltar que, por desconsiderar fontes de renda esporádicas, a Pnad acaba não captando algumas importantes transferências públicas, como o seguro-desemprego e o abono salarial. Dessa forma, subestima o total de transferências públicas.

TABELA 2  
Decomposição da renda familiar *per capita*

Fontes de renda	Renda <i>per capita</i> (em R\$ por mês)					Variação (%) (2005-2001)	Participação na renda total (%)					Variação (2005-2001) (Em pontos percentuais)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Renda total	426	426	401	415	440	3,47	100	100	100	100	100	-
Renda do trabalho	332	330	308	317	334	0,84	77,9	77,4	76,7	76,3	75,9	-1,98
Renda não derivada do trabalho	94,1	96,4	93,6	98,1	106	12,7	22,1	22,6	23,3	23,7	24,1	1,98
Renda de ativos	11,0	12,0	9,52	10,3	11,9	8,02	2,58	2,81	2,37	2,47	2,69	0,11
Aluguéis	8,21	8,15	6,99	7,21	8,03	-2,16	1,93	1,91	1,74	1,74	1,82	-0,10
Juros e dividendos	2,77	3,81	2,54	3,05	3,83	38,1	0,65	0,89	0,63	0,74	0,87	0,22
Transferências	83,1	84,4	84,1	87,9	94,2	13,4	19,5	19,8	21,0	21,2	21,4	1,87
Privadas	9,13	9,37	8,25	9,13	10,3	12,3	2,15	2,20	2,05	2,20	2,33	0,18
Ajuda de não moradores	2,90	3,23	2,84	3,05	3,14	8,48	0,68	0,76	0,71	0,73	0,71	0,03
Outras pensões e aposentadorias	6,24	6,14	5,40	6,08	7,12	14,1	1,47	1,44	1,35	1,47	1,62	0,15
Públicas	74,0	75,0	75,8	78,7	84,0	13,5	17,4	17,6	18,9	19,0	19,1	1,68
Pensões e aposentadorias	72,8	73,3	74,2	75,2	80,0	9,85	17,1	17,2	18,5	18,1	18,2	1,05
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,28	0,57	0,44	1,40	1,98	600	0,07	0,13	0,11	0,34	0,45	0,38
Bolsa Família e correlatos	0,88	1,13	1,24	2,15	1,99	127	0,21	0,27	0,31	0,52	0,45	0,25

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

TABELA 3  
Decomposição da renda familiar *per capita* não derivada  
do trabalho

Fontes de renda	(Em %)					Variação (2005-2001) (Em pontos percentuais)
	2001	2002	2003	2004	2005	
Renda não derivada do trabalho	100	100	100	100	100	-
Renda de ativos	11,7	12,4	10,2	10,5	11,2	-0,49
Aluguéis	8,72	8,46	7,46	7,35	7,57	-1,15
Juros e dividendos	2,95	3,95	2,71	3,11	3,61	0,66
Transferências	88,3	87,6	89,8	89,5	88,8	0,49
Privadas	9,71	9,72	8,81	9,30	9,67	-0,04
Ajuda de não moradores	3,08	3,35	3,04	3,11	2,96	-0,12
Outras pensões e aposentadorias	6,63	6,37	5,77	6,20	6,71	0,08
Públicas	78,6	77,9	81,0	80,2	79,2	0,52
Pensões e aposentadorias	77,4	76,1	79,2	76,6	75,4	-1,98
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,30	0,59	0,47	1,43	1,86	1,56
Bolsa Família e correlatos	0,93	1,18	1,32	2,19	1,87	0,94

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

TABELA 4

Decomposição da renda familiar *per capita* proveniente de transferências

(Em %)						
Fontes de renda	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (2005-2001) (Em pontos percentuais)
Transferências	100	100	100	100	100	-
Privadas	11,0	11,1	9,81	10,4	10,9	-0,10
Ajuda de não moradores	3,48	3,82	3,38	3,47	3,33	-0,15
Outras pensões e aposentadorias	7,50	7,27	6,42	6,92	7,55	0,05
Públicas	89,0	88,9	90,2	89,6	89,1	0,10
Pensões e aposentadorias	87,6	86,9	88,2	85,6	84,9	-2,71
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,34	0,67	0,52	1,59	2,10	1,76
Bolsa Família e correlatos	1,05	1,34	1,47	2,45	2,11	1,06

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

TABELA 5

Decomposição da renda familiar *per capita* proveniente de transferências públicas

(Em %)						
Fontes de renda	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (2005-2001) (Em pontos percentuais)
Transferências públicas	100	100	100	100	100	-
Pensões e aposentadorias	98,4	97,7	97,8	95,5	95,3	-3,16
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,38	0,76	0,57	1,78	2,35	1,97
Bolsa Família e correlatos	1,18	1,51	1,63	2,73	2,37	1,18

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

### 3 ISOLANDO RENDIMENTOS FINANCEIROS DE BENEFÍCIOS SOCIAIS

#### 3.1 Isolando os benefícios sociais

Conforme vimos na seção anterior, infelizmente não há, na Pnad, um quesito específico para captar a renda resultante dos programas sociais, como o BPC, os benefícios do Programa Bolsa Família e correlatos. Esses benefícios são investigados em conjunto com os juros de caderneta de poupança e os rendimentos financeiros.

Entretanto, é de esperar que aqueles que contam com rendimentos financeiros não recebam benefícios sociais, e também que os beneficiários do BPC não sejam atendidos, cumulativamente, pelo programa Bolsa Família ou correlatos. Além disso, os valores tipicamente recebidos pelos beneficiários do BPC, do Bolsa Família e de seus correlatos

diferem consideravelmente. No caso do BPC, o valor transferido por beneficiário deve ser igual a um salário mínimo. O Bolsa Família é tratado de forma ampla e inclui os antigos programas que foram unificados para sua criação (Bolsa Família, Auxílio-Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão-Alimentação e Peti). Assim sendo, o valor do benefício associado ao Bolsa Família variará de acordo com o que estabelecia o desenho de cada um dos programas originários, e conforme as próprias regras de funcionamento. Na tabela 6, encontram-se os valores tipicamente transferidos pelo conjunto de programas.

**TABELA 6**  
Possíveis valores mensais transferidos pelo Bolsa Família e correlatos

Programas governamentais	Valor mensal por família (Em R\$)
	15,00
	30,00
	45,00
Bolsa Família	50,00
	65,00
	80,00
	95,00
Bolsa Escola	15,00
	30,00
	45,00
Bolsa Alimentação	15,00
	30,00
	45,00
Cartão-Alimentação	50,00
Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti)	
Rural <sup>1</sup>	25,00
Urbano <sup>2</sup>	40,00
Auxílio-Gás	7,50

Fonte: Dados extraídos dos *sites* do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), disponível em <<http://www.mds.gov.br/programas/transferencia-de-renda/programa-bolsa-familia/programa-bolsa-familia/gestao-de-beneficios/tipos-de-beneficios-pagos-pelo-programa>>; e da Caixa Econômica Federal (CEF), disponível em <<http://www.caixa.gov.br/cidadao/produtos/>>.

Nota: <sup>1</sup> Valor, por criança, em municípios com menos de 250 mil habitantes.

<sup>2</sup> Valor, por criança, em municípios com mais de 250 mil habitantes.

O procedimento utilizado para separar, na Pnad, a renda proveniente de programas sociais dos rendimentos financeiros consistiu em atribuir, ao BPC, todas as rendas pessoais com valor exatamente igual a um salário mínimo corrente, que aparecem no quesito “renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos”. Já os benefícios do Programa Bolsa Família e correlatos, esses foram identificados pelos valores típicos e pelas combinações entre eles, desde que inferiores a um salário mínimo. Como

uma pessoa pode ser atendida por mais de um desses programas,<sup>11</sup> as combinações de valores são importantes para identificar o maior número possível de beneficiários. Os demais valores que não se enquadravam em nenhuma dessas duas definições de benefícios sociais foram considerados provenientes de juros de caderneta de poupança, ou de rendimentos financeiros.

### 3.2 Distribuição dos beneficiários

As tabelas 7A e 7B apresentam como os valores reportados no componente da Pnad – renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos – foram distribuídos entre: (a) Bolsa Família, (b) BPC e (c) rendimentos financeiros.

TABELA 7A

Distribuição absoluta dos receptores da renda de “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos” a partir do procedimento proposto

(Em milhões)						
Fontes de renda	2001	2002	2003	2004	2005	Variação (%) (2005-2001)
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,18	0,37	0,28	0,89	1,17	540
Bolsa Família e correlatos	2,64	4,02	6,01	8,08	6,50	146
Rendimentos financeiros	1,21	1,43	1,29	1,41	1,49	23,8
Outros valores até R\$100	0,79	0,88	0,68	0,68	0,69	-12,9
De R\$100 ao salário mínimo	0,02	0,08	0,14	0,26	0,25	1266
De 1 salário mínimo até 2 salários mínimos	0,20	0,22	0,23	0,29	0,30	50,6
2 salários mínimos	0,01	0,03	0,00	0,01	0,02	266
Acima de 2 salários mínimos	0,19	0,22	0,23	0,17	0,22	18,7

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

TABELA 7B

Distribuição relativa dos receptores da renda de “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos”, a partir do procedimento proposto – participação de cada fonte

(Em %)						
Fontes de renda	2001	2002	2003	2004	2005	Variação (2005-2001) (Em pontos percentuais)
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	4,52	6,35	3,69	8,56	12,7	8,22
Bolsa Família e correlatos	65,5	69,1	79,3	77,8	70,9	5,39
Rendimentos financeiros	29,9	24,6	17,0	13,6	16,3	-13,6
Outros valores até R\$100	19,6	15,0	9,04	6,53	7,53	-12,1
De R\$100 ao salário mínimo	0,46	1,45	1,85	2,55	2,78	2,32
De 1 salário mínimo até 2 salários mínimos	5,01	3,79	3,06	2,83	3,32	-1,69
2 salários mínimos	0,16	0,46	0,06	0,05	0,25	0,10
Acima de 2 salários mínimos	4,67	3,84	2,98	1,64	2,44	-2,23
Total	100	100	100	100	100	-

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

<sup>11</sup> Note-se que, com esse procedimento, estamos identificando rendas individuais e, portanto, embora o benefício do Programa Bolsa Família e correlatos seja familiar, o rendimento declarado é sempre atribuído a algum membro da família, em geral o detentor do cartão da família.

Essas tabelas revelam que, atualmente, a vasta maioria das rendas declaradas nesse quesito (quase 71%) é típica do Bolsa Família. O número de pessoas que recebem essa fonte de renda cresceu vertiginosamente ao longo do período de 2001 a 2005. Em 2005, o número de beneficiários já chegava a 6,5 milhões, enquanto em 2001 eram apenas de 2,6 milhões. A tabela 7A também mostra uma expansão considerável do BPC, que passou de 180 mil beneficiários, em 2001, para 1,2 milhão em 2005. Os valores restantes foram atribuídos a rendimentos financeiros, que permaneceram mais ou menos estáveis, atingindo aproximadamente 1,4 milhão de pessoas.<sup>12</sup> O fato de cerca de 2/3 desses valores serem inferiores a um salário mínimo, no entanto, indica que, possivelmente, parte deles não corresponda a rendimentos financeiros, e sim a benefícios sociais não detectados pelo procedimento proposto. Caso essa conjectura seja verdadeira, nosso procedimento pode estar subestimando a renda e o número de beneficiários do Programa Bolsa Família.

### 3.3 Validando o procedimento proposto

Para validar o procedimento proposto, utilizamos o suplemento da Pnad 2004, que trata do acesso a programas sociais com transferência de renda. As informações desse suplemento permitem identificar quais domicílios têm pelo menos um beneficiário do Programa Bolsa Família e correlatos ou do BPC. O procedimento proposto neste estudo, por sua vez, identifica, por meio dos valores típicos, indivíduos beneficiários do Programa Bolsa Família ou do BPC, e, portanto, permite também saber quais domicílios têm pelo menos um membro atendido por esses programas. A validação importa justamente para averiguar se, em 2004, os domicílios identificados pelo suplemento da Pnad como tendo ao menos um beneficiário desses programas sociais são os mesmos especificados pelo nosso procedimento. Os resultados são apresentados nas tabelas 8 e 9.

<sup>12</sup> Essa tabela indica uma queda significativa do número absoluto de beneficiários do Bolsa Família entre 2004 e 2005. É possível que uma pequena parte dessa queda reflita mudanças reais no programa, em particular a consolidação dos benefícios e das melhorias na focalização. Em larga medida, entretanto, ela deve indicar que a presença do suplemento especial sobre acesso a programas sociais com transferência de renda em 2004 tenha levado ao fato de o grau de subdeclaração ter sido, excepcionalmente, menor naquele ano. O aumento do número de beneficiários do BPC de forma extremamente acentuada em 2004 reforça essa suspeita. Embora também se possa argumentar que a queda no número de beneficiários do Programa Bolsa Família em 2005 derive do método utilizado neste capítulo para isolá-los, existem evidências de que esse não deve ser o caso. Por um lado, a metodologia utilizada foi a mesma em todos os anos. Por outro, o número total de pessoas que, segundo a Pnad, recebem rendimentos financeiros e benefícios sociais também declinou em termos absolutos, enquanto o número dos identificados como receptores de rendimentos financeiros permaneceu estável.

**TABELA 8**  
Consistência entre as classificações das pessoas em famílias beneficiadas pelo Bolsa Família segundo o suplemento da Pnad e o procedimento desenvolvido

Indicador	Segundo o suplemento		(Em %)
	Recebe	Não recebe	
Procedimento desenvolvido	Recebe	19	3
	Não recebe	1	77

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2004.



## TABELA 9

Consistência entre as classificações das pessoas em famílias beneficiadas pelo BPC obtidas segundo o suplemento da Pnad e o procedimento desenvolvido

Indicador	Segundo o suplemento	
	Recebe	Não recebe
Procedimento desenvolvido	Recebe	1,4
	Não recebe	0,3

(Em %)

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2004.

Com relação aos domicílios beneficiados pelo Programa Bolsa Família, são três os resultados principais a indicar a adequação do método proposto. Em primeiro lugar, 96% dos domicílios foram identicamente classificados pelos dois critérios. Em segundo lugar, essa tabela revela que apenas 5% dos classificados pelo suplemento como beneficiados pelo Bolsa Família não são identificados como tal por nosso método. Em outras palavras: 95% dos domicílios beneficiados são identificados pelo procedimento proposto. Por fim, essa tabela indica que esse método tende a sobrestimar apenas ligeiramente a participação no programa. De fato, enquanto, pelo suplemento, 20% dos domicílios recebem algum benefício social, segundo o nosso método são 22%.<sup>13</sup>

Quando avaliamos a adequação do procedimento para isolar os domicílios com pelo menos um beneficiário do BPC, verificamos que 99% dos domicílios receberiam a mesma classificação segundo os dois procedimentos. Esse elevado grau de concordância, entretanto, resulta muito mais do fato de poucos domicílios se beneficiarem do programa do que efetivamente da alta fidedignidade do procedimento proposto. Com efeito, apenas cerca de 2% dos domicílios têm algum membro beneficiado pelo programa. Portanto, é mais válido verificar que quase 20% dos domicílios identificados pelo suplemento como tendo ao menos um beneficiário do BPC não são assim classificados com base no procedimento proposto. Provavelmente, o que ocorre é que muitos beneficiários confundem o BPC com os benefícios previdenciários, e acabam declarando, no suplemento, receber o BPC; porém, declaram a renda recebida como aposentadoria ou pensão pública. Além disso, a tabela 9 revela que 30% dos domicílios que identificamos como tendo pelo menos uma pessoa recebendo BPC não são assim classificados pelo suplemento, o que indica que muitos dos que declaram receber exatamente um salário mínimo no quesito da Pnad de “renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos” não parecem ser beneficiários do BPC. Essas pessoas

<sup>13</sup> Argumentamos antes que o fato de o método proposto classificar quase 1 milhão de “rendas de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos” abaixo de 1 salário mínimo como rendimentos financeiros, e não como benefício social, poderia estar indicando uma subestimação dos benefícios sociais. Entretanto, a evidência, do suplemento especial da Pnad 2004, apresentada na tabela 8, não corrobora essa hipótese.

talvez recebam juros, dividendos ou benefícios de outros programas sociais no valor exato do salário mínimo.

## 4 DECOMPONDO E MEDINDO TRANSFORMAÇÕES EM UMA FONTE DE RENDA

### 4.1 Decompondo transformações em uma fonte de renda

Qualquer mudança numa fonte de renda pode afetar a desigualdade total por quatro caminhos, conforme descreve o diagrama 1.

Com vistas em identificar esses quatro tipos básicos de transformação, partimos da observação de Barros et al. (2006a) de que, em toda população finita, a distribuição conjunta de duas fontes de renda  $x$  e  $y$ , isto é,  $F_{x,y}$ , pode sempre ser obtida a partir das duas distribuições marginais,  $F_x$  e  $F_y$ , e da função de associação entre elas,  $A_{x \rightarrow y}$ , em que  $A_{x \rightarrow y}(i)$  denota a posição, na distribuição de  $y$ , ocupada pela pessoa que se encontra na  $i$ -ésima posição na distribuição de  $x$ .

Sendo  $x$  uma dada fonte de renda,  $y$  as demais fontes, e  $z$  a renda total,<sup>14</sup> então  $z = x + y$  e o grau de desigualdade em  $z$ ,  $\theta$ , é determinado pela distribuição conjunta de  $x$  e  $y$  e, portanto, pela trinca  $(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$ .

Como  $\theta = \Theta(F_z)$  e  $F_z = \Psi(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$ , temos que

$$\theta = \Theta(F_z) = \Theta(\Psi(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y))$$

Dessa relação, segue que a contribuição de uma fonte de renda para a desigualdade total depende tanto de sua própria distribuição,  $F_x$ , como de sua associação com as demais fontes de renda,  $A_{x \rightarrow y}$ . Assim, uma fonte de renda contribui para mudanças no nível geral de desigualdade ou quando muda sua distribuição, ou quando altera sua associação com as demais fontes.

Vale ressaltar que, enquanto mudanças na distribuição de uma dada fonte de renda dependem somente de mudanças na própria fonte,<sup>15</sup> a associação pode se alterar sem que a fonte de renda estudada se modifique. Portanto, enquanto mudanças na distribuição marginal de uma fonte de renda podem ser associadas, inequivocamente, a mudanças na própria fonte, modificações na associação requerem interpretação mais cuidadosa, uma vez que podem ter derivado de mudanças nas demais fontes.

<sup>14</sup> Para os fins deste capítulo, todas as fontes de renda estão expressas em termos *per capita* (e.g., renda de ativos de todos os membros da família *per capita*). Todas as expressões desta seção, entretanto, são válidas também se as fontes representam o total das famílias (e.g., renda do trabalho de todos os membros da família), ou se representam valores por adulto, como utilizado em Barros et al. (2006b e capítulo 12 do volume 1 deste livro).

<sup>15</sup> Como neste capítulo tratamos de valores *per capita*, e, por exemplo, renda não derivada do trabalho é uma forma resumida de dizer renda não derivada do trabalho de todos os membros da família *per capita*, mudanças nas rendas podem resultar também de mudanças demográficas. Por exemplo, mesmo que não altere a renda pessoal de nenhuma pessoa na família, o nascimento de uma criança reduzirá a renda *per capita* de todas as fontes.

A distribuição de uma dada fonte,  $F_x$ , pode ser obtida, por sua vez, a partir de duas de suas características básicas: uma que separa os que nada recebem daqueles que recebem algo, e outra que especifica a distribuição entre aqueles que recebem. Se denotarmos por  $q_x$  a proporção das pessoas que recebem algo da fonte  $x$ , e por  $F_{x+}$  a distribuição da fonte  $x$  apenas entre os que recebem, então  $F_x$  será determinada pelo par  $(q_x, F_{x+})$ . Mais especificamente, temos que, para todo  $t \geq 0$ ,  $F_x(t) = (1 - q_x) + q_x \cdot F_{x+}(t)$ . Dessa forma, a distribuição de uma dada fonte é alterada se, e somente se, mudar a proporção das pessoas que recebem algo dessa fonte, ou se mudar a distribuição apenas entre os que a recebem. No que segue, utilizaremos as seguintes relações entre parâmetros da distribuição entre todos  $F_x$ , e da distribuição entre os que recebem  $F_{x+}$ : (a)  $\mu_x = q_x \mu_{x+}$ , e (b)  $G_x = (1 - q_x) + q_x G_{x+}$ , em que  $G$  denota o coeficiente de Gini.

Por sua vez, a distribuição da renda proveniente da fonte  $x$  entre os que recebem,  $F_{x+}$ , pode ser obtida, assim como qualquer outra distribuição, de sua média,  $\mu_{x+}$ , e curva de Lorenz,  $L_{x+}$ . Portanto, mudanças em  $F_{x+}$  ocorrem se, e somente se, o par  $(\mu_{x+}, L_{x+})$  for alterado. Em suma,

$$F_x = \Phi(\mu_{x+}, L_{x+}, q_x)$$

e

$$\theta = \Theta(F_z) = \Theta(\Psi(\Phi(\mu_{x+}, L_{x+}, q_x), A_{x \rightarrow y}, F_y))$$

Dessa forma, as quatro transformações básicas que caracterizam qualquer mudança numa fonte de renda  $x$  foram identificadas. Assim, a contribuição de uma fonte de renda para variações no grau de desigualdade total pode sempre ser decomposta em quatro componentes em decorrência de: (a) mudanças na sua associação com as demais,  $A_{x \rightarrow y}$ , (b) mudanças na sua cobertura,  $q_x$ , (c) mudanças no valor médio do benefício/rendimento,  $\mu_{x+}$ , e (d) mudanças na desigualdade entre os que dela recebem,  $L_{x+}$ .

## 4.2 Medindo o grau de associação e focalização

Dos quatro tipos de transformação por que pode passar uma fonte de renda, apenas a mensuração de mudanças na associação e sua relação com a focalização utilizam indicadores que merecem uma atenção especial. Na próxima seção, para cada fonte de renda analisada três indicadores de associação e de focalização serão utilizados:

(a) o grau de correlação com as demais fontes, (b) a proporção da renda dessa fonte apropriada pelos 20% mais pobres, e (c) o grau de concentração. Sobre os dois últimos indicadores, alguns comentários se fazem necessários.

A proporção da renda de uma determinada fonte apropriada pelos 20% mais pobres é um ponto na curva de concentração. De forma mais geral, um ponto na curva de concentração de uma fonte de renda  $x$  é dado pela proporção da renda dessa fonte apropriada pelos 100 $q$ % mais pobres,  $C_x(q)$ , e a pobreza é definida pela renda *per capita*. Assim, temos que

$$C_x(q) = \frac{qE[x|z < F_z^{-1}(q)]}{\mu_x}$$

Notemos que os pontos na curva de concentração diferem, em geral, de pontos na curva de Lorenz, uma vez que o grupo dos mais pobres não é definido apenas com base na fonte analisada. Os mais pobres são aqueles com menor renda global, consideradas todas as fontes. De fato, um ponto na curva de Lorenz,  $L_x(q)$ , seria dado por

$$L_x(q) = \frac{qE[x|x < F_x^{-1}(q)]}{\mu_x}$$

Por sua vez, o grau de concentração de uma fonte de renda  $x$ ,  $Q_x$  é definido, de forma similar ao coeficiente de Gini, como o dobro da área entre a linha de perfeita igualdade e a curva de concentração, ou seja

$$Q_x = 2 \int_0^1 (q - C_x(q)) dq$$

Pontos na curva de concentração, como a proporção da renda apropriada pelos 20% mais pobres, são medidas do grau de focalização. De fato, quanto maior a proporção da renda apropriada pelos mais pobres, mais bem focalizada deve ser considerada a fonte de renda. Como cada ponto na curva de concentração é uma medida de focalização, o grau de concentração também o é.

Posto que o recebimento de uma renda altera o grau de pobreza da família beneficiada e, provavelmente, a sua posição na distribuição, o grau de focalização do primeiro centavo recebido de uma fonte deve ser distinto do grau de focalização do último. Como, na curva de concentração, a pobreza é definida após a inclusão de toda a renda em análise,  $\{z < F_z^{-1}(q)\}$ , o que nela está representado é o grau de focalização do último centavo recebido. Todavia, pode ser importante também

medir o grau de focalização do primeiro centavo. Uma forma de fazê-lo é modificar ligeiramente a curva de concentração, de tal modo que a pobreza passe a ser medida a partir da renda total, excluída a renda analisada. Nesse caso, um ponto nessa curva de concentração modificada,  $M_x(q)$ , seria dado por

$$M_x(q) = \frac{qE[x|y < F_y^{-1}(q)]}{\mu_x}$$

em que, como anteriormente definido,  $y$  é a soma de todas as demais fontes:  $z = x + y$ . Assim, para medir o grau de focalização do primeiro centavo, utilizamos dois indicadores: (a) a proporção da fonte de renda apropriada pelos 20% mais pobres, definidos antes da inclusão dessa fonte de renda, e (b) o correspondente grau de concentração.

A princípio, os indicadores de focalização deveriam ser todos medidos em relação à curva de Lorenz. Por exemplo, na literatura sobre progressividade de impostos uma medida comumente utilizada é a diferença entre o grau de concentração e o coeficiente de Gini (ver Kakwani, 1986). A importância de avaliar sempre o grau de concentração relativamente ao coeficiente de Gini é também ressaltada por Hoffmann (2006a e capítulo 15 deste volume 2) e por Soares (2006).

Suponhamos duas distribuições com idênticas curvas de concentração, de modo que a proporção da renda de determinada fonte apropriada pelos mais pobres seja igual em ambas. Deveríamos ponderar que o grau de focalização será sempre o mesmo em ambas as distribuições? Ou será ele maior na distribuição com mais elevada desigualdade de renda total? Lembremos que, quando a desigualdade é mais alta, os mais pobres se apropriam de uma parcela menor da renda total, e, portanto, esses pobres são relativamente mais pobres que os da outra distribuição. Por isso, a focalização na distribuição de menor desigualdade total será melhor: afinal, nela a fonte investigada representará uma proporção maior da renda dos mais pobres e uma proporção menor da renda dos mais ricos.

Para contornar o problema de classificar duas distribuições com igual curva de concentração como tendo sempre a mesma focalização, em geral subtrai-se da curva de concentração a curva de Lorenz, e assim se encontra a verdadeira focalização. No entanto, para a análise comparativa que faremos do grau de focalização, não há nenhuma situação desse tipo, e, logo, tal precaução torna-se desnecessária.<sup>16</sup>

A interpretação de todos esses indicadores como medidas de associação merece, ao menos, um cuidado muito especial. Deve-se

<sup>16</sup> Conforme Soares (2006) enfatiza, e Hoffmann (2006a) reconhece, esse não é o caso quando se deseja decompor variações no grau de desigualdade.

reconhecer que tais indicadores não são sensíveis apenas a mudanças na associação entre a fonte investigada e as demais,  $A_{x \rightarrow y}$ , conforme seria o ideal. Mudanças na distribuição marginal da fonte analisada,  $F_x$ , podem também alterá-los. Ainda mais preocupante, entretanto, é a possibilidade de mudanças na distribuição das demais fontes,  $F_y$ , mesmo mantida a associação original, virem a influenciar os indicadores. Na seção 6, por exemplo, mostramos que uma redução da remuneração de todos os trabalhadores à metade eleva o grau de concentração da renda não derivada do trabalho, a despeito de tal transformação não modificar a distribuição marginal dessa fonte, e tampouco a sua associação com a renda do trabalho. Logo, não há garantias de que variações nesses indicadores de concentração captem exclusivamente mudanças na associação, embora devam delas decorrer predominantemente.

De um ponto de vista mais substantivo, ao utilizarmos esses indicadores devemos ter em mente que uma renda deve ser considerada bem focalizada quando uma elevada parcela dela beneficia aqueles que sem ela seriam pobres. Todas essas medidas baseiam-se na suposição de que, na ausência de uma dada fonte, a renda total seria igual à soma das demais, e, portanto, de que a contribuição de uma fonte de renda para a renda familiar é igual ao seu valor. Contudo, é bem provável que a presença, ou a ausência, de uma fonte influencie o comportamento dos membros da família, e, desse modo, o valor das demais fontes. Nesse caso, na ausência de uma fonte a renda da família não seria igual a renda familiar menos o valor dessa fonte, tampouco a contribuição da inclusão de uma fonte seria, em geral, o seu valor. Se a presença de uma nova fonte de renda desestimula a geração de outras fontes pela família, a renda final será menor que a renda inicial mais o valor da nova fonte. Por outro lado, se a presença da nova fonte estimula a geração de outras rendas pela família, a renda final será maior que a renda inicial mais o valor da nova fonte. É o prêmio de uma loteria igual ao quanto a renda da família ganhadora aumentará? Não necessariamente. Se a família tem membros desempregados, e utiliza o prêmio para abrir um negócio, o aumento da renda familiar pode ser maior que o valor ganho na loteria. Inversamente, se o prêmio induz os filhos mais jovens a deixar de trabalhar para estudar, o aumento líquido na renda da família será inferior ao valor do prêmio.

Dada essa possibilidade, deve-se manter cautela ao interpretar, por exemplo, uma redução na associação entre a renda do trabalho e a renda não derivada do trabalho. Isso porque não sabemos se tal redução significa uma melhoria no grau de focalização da renda não derivada do trabalho, ou se a associação se reduziu por, em decorrência

de um aumento nas transferências, alguns beneficiários terem deixado de trabalhar, substituindo sua renda do trabalho (ou parte dela) pela renda da transferência.

## 5 IDENTIFICANDO AS TRANSFORMAÇÕES RECENTES NAS RENDAS NÃO DERIVADAS DO TRABALHO

Como já mencionado, entre 2001 e 2005 a desigualdade de renda no País declinou de forma incontestável. Esse declínio deveu-se, em boa medida, a mudanças nas diversas fontes não derivadas do trabalho. Nas próximas seções, estimamos e analisamos a contribuição de cada uma das sete fontes que integram a renda não derivada do trabalho, e decompomos cada uma dessas contribuições segundo a origem da mudança na fonte de renda. Para tornar o resultado desse exercício mais transparente, e facilitar sua interpretação, é fundamental que investiguemos, antes, as mudanças em si por que passaram as sete fontes ao longo do último quadriênio.

### 5.1 Associação<sup>17</sup> e focalização

A renda não derivada do trabalho pode estar associada à renda do trabalho de forma positiva ou negativa. No primeiro caso, temos que aqueles com renda do trabalho mais elevada são também os que dispõem de maior renda de outras fontes. No segundo, a situação inverte-se: aqueles com maior renda do trabalho correspondem aos que recebem menor renda de outras fontes. Toda associação negativa pode, em geral, ser interpretada como uma medida de focalização: quanto mais negativa a medida de associação, melhor a focalização. Nesta seção, avaliamos a evolução recente do grau de associação e a focalização das sete fontes em que decompomos a renda não derivada do trabalho. Para tanto, utilizamos as três medidas apresentadas na seção anterior: (a) correlação, (b) coeficiente de concentração, e (c) porcentagem da renda de cada fonte apropriada pelos 20% mais pobres da população.

#### 5.1.1 Coeficiente de correlação

A tabela 10 apresenta a evolução entre 2001 e 2005 do grau de correlação de cada fonte com as demais em conjunto, inclusive os rendimentos do trabalho.<sup>18</sup> De acordo com essa tabela, a renda não derivada do trabalho e a renda do trabalho têm correlação próxima a 0,1, o que indica uma tendência a que as pessoas em famílias com elevada renda do trabalho tenham também alta renda não derivada do trabalho.

<sup>17</sup> Reduções no grau de associação entre fontes de renda tendem a reduzir a desigualdade total. Mas nem sempre isso ocorre. Para uma discussão mais aprofundada, ver Barros e Mendonça (1989).

<sup>18</sup> Note-se que a correlação nessa tabela é a mesma da fonte com todas as demais. Assim, por exemplo, no caso dos benefícios do Programa Bolsa Família, a medida dada expressa a associação destes últimos com o conjunto de todas as demais fontes somadas, inclusive o BPC e os benefícios previdenciários



De fato, tanto os ativos como as transferências, em geral, não estão bem focalizados. Apenas quando nos restringimos aos benefícios sociais, isto é, ao BPC, e, principalmente, ao Bolsa Família, encontramos graus de focalização elevados, representados por correlações negativas com as demais fontes.

TABELA 10

Grau de associação de uma dada fonte de renda às demais – correlação de Pearson

Fontes de renda	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (%) (2005-2001)
Renda do trabalho	0,112	0,054	0,082	0,061	0,089	-20,4
Renda não derivada do trabalho	0,112	0,054	0,082	0,061	0,089	-20,4
Renda de ativos	0,179	0,041	0,161	0,138	0,186	3,73
Aluguéis	0,121	0,113	0,144	0,123	0,159	31,0
Juros e dividendos	0,151	0,015	0,120	0,095	0,109	-27,4
Transferências	0,067	0,054	0,054	0,040	0,047	-30,1
Privadas	0,038	0,042	0,032	0,032	0,055	43,4
Ajuda de não moradores	-0,003	0,001	-0,005	-0,002	0,003	182
Outras pensões e aposentadorias	0,044	0,049	0,040	0,038	0,061	37,6
Públicas	0,072	0,053	0,056	0,041	0,050	-30,6
Pensões e aposentadorias	0,072	0,053	0,057	0,044	0,053	-26,8
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	-0,017	0,010	-0,022	-0,042	-0,035	-112
Bolsa Família e correlatos	0,013	0,007	-0,029	-0,099	-0,095	-818

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

Entre 2001 e 2005, a associação entre a renda do trabalho e a de outras fontes declinou; fenômeno esse ocasionado pela queda na correlação das transferências públicas com as demais fontes. De fato, todas as transferências públicas diminuíram o seu grau de associação com as demais fontes, das quais a redução registrada para o Bolsa Família é a mais significativa. É preciso cuidado, entretanto, ao interpretar o resultado, pois programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, praticamente inexistiam em 2001. Ao contrário das transferências governamentais, a correlação tanto do rendimento de ativos quanto das transferências não-governamentais com as demais fontes cresceu no período.

### 5.1.2 Coeficiente de concentração

Outra medida de associação e de focalização utilizada é o coeficiente de concentração, o qual também pode variar de 1 a -1. Quando igual a zero, indica que, em média, os mais pobres, em termos de renda global, apropriam-se da renda analisada de forma proporcional



à sua participação na população (por exemplo, os 10% mais pobres apropriam-se de 10% da renda de uma determinada fonte). Valores positivos indicam que os mais pobres apropriam-se de uma parcela da renda investigada inferior à sua participação na população, ao passo que valores negativos indicam o inverso. Assim, quanto mais próximo a -1 estiver o coeficiente de concentração maior deverá ser o grau de focalização da fonte de renda estudada.

A tabela 11 traz estimativas dos coeficientes de concentração por fonte de renda, calculadas de duas maneiras alternativas, como mencionado na seção anterior. No primeiro caso, a ordenação das pessoas é feita com base na renda total, e o que se está medindo é o grau de focalização do último centavo. No segundo caso, a ordenação exclui a fonte de renda em consideração, e a medida resultante refere-se ao grau de focalização do primeiro centavo.

**TABELA 11**  
Coeficiente de concentração das fontes de renda

Fontes de renda	Grau de concentração do primeiro Real <sup>1</sup>					Variação (%) (2005-2001)	Grau de concentração do último Real <sup>2</sup>					Variação (%) (2005-2001)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Renda do trabalho	-0,010	-0,034	-0,057	-0,089	-0,050	-409	0,589	0,584	0,578	0,567	0,564	-4,18
Renda não derivada do trabalho	-0,096	-0,106	-0,124	-0,145	-0,113	-18,2	0,610	0,600	0,591	0,575	0,572	-6,19
Renda de ativos	0,516	0,383	0,546	0,460	0,486	-5,87	0,803	0,805	0,783	0,756	0,769	-4,27
Aluguéis	0,511	0,545	0,599	0,492	0,556	8,63	0,797	0,803	0,801	0,786	0,789	-1,08
Juros e dividendos	0,577	0,075	0,436	0,421	0,397	-31,3	0,821	0,808	0,733	0,685	0,727	-11,4
Transferências	-0,097	-0,096	-0,130	-0,133	-0,119	-22,2	0,584	0,572	0,569	0,554	0,547	-6,30
Privadas	0,048	0,069	0,041	0,038	0,147	209	0,549	0,533	0,513	0,533	0,552	0,65
Ajuda de não moradores	-0,200	-0,174	-0,200	-0,156	-0,157	21,8	0,394	0,430	0,403	0,463	0,413	5,04
Outras pensões e aposentadorias	0,181	0,206	0,179	0,150	0,292	61,2	0,621	0,587	0,570	0,568	0,614	-1,16
Públicas	-0,087	-0,087	-0,125	-0,127	-0,116	-33,2	0,588	0,576	0,575	0,556	0,547	-7,10
Pensões e aposentadorias	-0,085	-0,083	-0,123	-0,120	-0,108	-27,3	0,601	0,593	0,594	0,596	0,585	-2,57
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	-0,412	-0,151	-0,392	-0,467	-0,381	7,51	-0,099	0,129	-0,055	-0,072	0,007	107
Bolsa Família e correlatos	-0,268	-0,293	-0,370	-0,483	-0,497	-85,8	-0,201	-0,240	-0,325	-0,431	-0,446	-121

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

Nota: <sup>1</sup> População ordenada pela renda familiar *per capita*, excluída a fonte de renda investigada.

<sup>2</sup> População ordenada pela renda familiar *per capita*, incluída a fonte de renda investigada.

A importância de avaliar-se a focalização do primeiro e do último centavo vem do fato de focalizar não significar tão-somente entregar os benefícios àqueles que, na ausência do programa, seriam os mais carentes. A concessão do benefício pode alterar a prioridade do beneficiário para receber o programa. A cada real transferido, a carência

do beneficiário é reduzida. O ideal para a focalização não é atender apenas aos inicialmente mais carentes. É fundamental também que as transferências não estejam excessivamente concentradas de modo que poucos indivíduos melhorem tanto a ponto de ultrapassarem aqueles não contemplados pelo programa. Quando isso ocorre, o mais adequado seria compartilhar as transferências com aqueles que estariam, caso contrário, sendo ultrapassados por seus beneficiários. Reduz-se o valor do benefício de forma a expandir o grau de cobertura.

A tabela 11 revela que, das fontes não derivadas do trabalho, como esperado, as transferências são as mais bem focalizadas. De fato, enquanto o coeficiente de concentração do primeiro centavo recebido da renda de ativos é próximo a 0,5, o das transferências fica próximo a -0,1. Observando mais de perto as transferências públicas, vemos que o grau de focalização do primeiro centavo é bem maior para o Bolsa Família, embora todas as transferências apresentem, similarmente, um coeficiente de concentração negativo.

Já quando consideramos o grau de focalização do último centavo, apenas o Bolsa Família permanece bem focalizado, o que se explica pela diferença de magnitude dos benefícios pagos via pensões e aposentadorias, e também pelo BPC, em comparação aos benefícios típicos do Bolsa Família. Os beneficiários do Bolsa Família são normalmente pobres antes de ingressarem no programa, e assim permanecem, mesmo com a transferência. Em contraponto, no caso das pensões e aposentadorias e do BPC, a carência dos beneficiários altera-se significativamente se a avaliamos antes ou após o recebimento dos benefícios.

Com relação à evolução temporal da focalização, o coeficiente de concentração também mostra uma melhora no conjunto das rendas não derivadas do trabalho, principalmente no caso do Bolsa Família.<sup>19</sup>

### 5.1.3 Curva de concentração

Nossa terceira medida de associação e focalização é um ponto na curva de concentração. Trata-se da porcentagem da renda de uma determinada fonte apropriada pelos 20% mais pobres da população. Quanto maior a porcentagem apropriada, melhor o grau de focalização. De forma análoga, para esse indicador ordenamos a população excluindo e incluindo a fonte em questão do cálculo da renda familiar *per capita*, e, assim, encontramos o grau de focalização do primeiro e do último centavo. Os resultados da tabela 12 corroboram integralmente o que os indicadores analisados anteriormente mostraram.

<sup>19</sup> Conforme vimos, a melhoria na focalização do Bolsa Família deve ser interpretada com cautela, dado o programa praticamente inexistir em 2001.

TABELA 12

Porcentagem da renda de cada fonte apropriada pelos 20% mais pobres da população

Fontes de renda	(Em %)											
	Focalização do primeiro Real <sup>1</sup>					Variação (2005-2001) (Em pontos percentuais)	Focalização do último Real <sup>2</sup>					Variação (2005-2001) (Em pontos percentuais)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Renda do trabalho	12,4	11,9	13,3	11,8	6,85	-5,50	2,37	2,55	2,61	2,70	2,83	0,45
Renda não derivada do trabalho	40,7	41,0	41,6	42,3	40,6	-0,11	2,30	2,55	2,39	3,08	3,01	0,71
Renda de ativos	9,57	18,2	9,2	12,3	11,1	1,58	0,52	0,71	0,81	1,56	1,33	0,81
Aluguéis	8,46	7,76	6,10	9,79	7,19	-1,27	0,36	0,37	0,44	0,40	0,54	0,18
Juros e dividendos	11,6	38,6	17,2	17,5	18,6	7,01	1,00	1,44	1,84	4,32	3,03	2,02
Transferências	39,1	38,8	40,7	40,0	39,1	0,00	2,53	2,81	2,57	3,26	3,21	0,68
Privadas	29,1	27,3	28,4	28,0	23,6	-5,50	4,74	5,41	5,57	4,68	5,02	0,28
Ajuda de não moradores	40,1	41,0	40,1	37,9	38,3	-1,85	9,03	9,47	9,91	7,26	9,18	0,16
Outras pensões e aposentadorias	22,1	19,7	21,4	22,4	15,5	-6,59	2,75	3,28	3,28	3,38	3,18	0,43
Públicas	37,8	37,7	39,8	39,3	38,4	0,54	2,26	2,48	2,24	3,10	2,99	0,73
Pensões e aposentadorias	37,7	37,1	39,7	39,1	38,2	0,52	1,75	1,81	1,48	1,67	1,68	-0,07
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	43,0	37,1	42,9	49,3	40,1	-2,86	16,0	11,5	13,3	12,2	10,2	-5,74
Bolsa Família e correlatos	46,8	46,2	48,7	53,2	53,5	6,69	40,1	40,9	44,0	46,9	48,4	8,36

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

Nota: <sup>1</sup> População ordenada pela renda familiar *per capita*, excluída a fonte de renda investigada.

<sup>2</sup> População ordenada pela renda familiar *per capita*, incluída a fonte de renda investigada.

## 5.2 Cobertura

Poucas famílias recebem renda de todas as fontes: trabalho, ativos e transferências. Segundo a Pnad 2005, apenas 2,3% das famílias brasileiras enquadram-se nessa situação. O grau de cobertura de todas as fontes, inclusive da renda derivada do trabalho, é incompleto. Qualquer que seja a fonte, sempre existirá uma significativa parcela da população que dela não recebe.

Aumentos na taxa de cobertura de uma fonte de renda sempre reduzirão o grau de desigualdade na sua distribuição, fazendo declinar, normalmente, a desigualdade total.<sup>20</sup> Isso ocorre porque é bastante comum observar que a maior fonte de desigualdade é entre quem recebe e quem não recebe determinada renda.

### 5.2.1 Situação atual

A tabela 13 mostra que a renda não derivada do trabalho não está concentrada em poucas famílias. De fato, embora represente apenas 1/4 do agregado total de renda das famílias, mais da metade dos brasileiros vivem em famílias que recebem alguma renda não derivada do trabalho.

<sup>20</sup> A respeito de quando a redução na desigualdade de uma fonte de renda leva a declínio no grau de desigualdade na renda total, ver Barros e Mendonça (1989).

TABELA 13

Porcentagem das pessoas em famílias que recebem renda não derivada do trabalho, por tipo de fonte

Fontes de renda	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (2005-2001) (Em pontos percentuais)
Renda não derivada do trabalho	42,4	46,8	49,3	53,7	52,2	9,79
Renda de ativos	5,68	6,15	5,60	6,16	6,50	0,81
Aluguéis	3,75	3,76	3,56	3,62	3,98	0,23
Juros e dividendos	2,20	2,64	2,27	2,74	2,73	0,54
Transferências	39,3	43,3	46,1	50,3	48,6	9,30
Privadas	7,20	7,66	7,35	7,67	8,20	1,00
Ajuda de não moradores	3,00	3,22	3,10	3,02	3,11	0,12
Outras pensões e aposentadorias	4,38	4,62	4,43	4,86	5,28	0,90
Públicas	34,5	38,4	41,6	46,0	43,7	9,22
Pensões e aposentadorias	29,3	29,7	29,9	29,1	29,5	0,26
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,46	0,87	0,66	1,94	2,44	1,98
Bolsa Família e correlatos	6,48	10,5	14,8	20,5	16,2	9,77

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

O que faz a renda não derivada do trabalho ter uma considerável cobertura são as transferências, principalmente as públicas. Quase metade dos brasileiros vive em famílias que recebem transferências, dos quais 44% vivem em famílias que recebem transferências públicas.

Entre as transferências públicas, as de maior cobertura são as pensões e aposentadorias. Cerca de 30% da população vive em famílias com pelo menos um pensionista ou aposentado do sistema público, enquanto apenas 16% vivem em famílias atendidas pelo Programa Bolsa Família.

Embora as pensões e aposentadorias públicas tenham maior cobertura, é possível afirmar que o Programa Bolsa Família está mais difundido. Enquanto o valor total das pensões e aposentadorias equivale a quarenta vezes o total dos benefícios do Programa Bolsa Família, o número de pessoas em famílias com renda de aposentadoria e pensão é menos de duas vezes o número de pessoas em famílias beneficiadas por esse programa. Portanto, os recursos dedicados a pensões e aposentadorias encontram-se muito mais concentrados, enquanto os do Programa Bolsa Família são muito mais difundidos.

Comparada à do BPC, a vantagem do Bolsa Família é, em termos de difusão, também expressiva. Apesar de o montante de recursos despendidos com o BPC ser similar ao total de renda transferida pelo Programa Bolsa Família, o número de brasileiros em famílias que recebem benefício deste último programa é quatro vezes maior que o de brasileiros em famílias com BPC.

### 5.2.2 Evolução recente

Ao longo do período 2001-2005, a taxa de cobertura da renda não derivada do trabalho cresceu 10 pontos percentuais, passando de 42% para 52%. Conforme indica a tabela 13, o crescimento realmente explosivo de cobertura foi o de 10 pontos percentuais, registrado na renda proveniente do Programa Bolsa Família. Em segundo lugar vem o aumento de 2 pontos percentuais de cobertura do BPC. Nas demais fontes, inclusive na renda de pensões e aposentadorias, o grau de cobertura permaneceu praticamente inalterado.

## 5.3 Valor médio do benefício/rendimento entre os receptores

Sabemos que a contribuição de mudanças em uma dada fonte para variações na desigualdade total depende de seu peso na formação da renda familiar: em geral, mudanças em fontes com baixa participação não deverão ser capazes de gerar impacto distributivo significativo.

A participação de uma dada fonte, por sua vez, dependerá do seu grau de cobertura, e também do valor médio do benefício/rendimento entre aqueles que o recebem. Na seção anterior, analisamos a evolução recente do grau de cobertura. Agora, trataremos de outro determinante da contribuição de uma fonte para variações no grau da desigualdade total: o valor médio do benefício/rendimento entre os receptores.

### 5.3.1 Situação atual

As fontes de renda com maior valor médio (valor *per capita* em família que recebe) são as pensões e aposentadorias públicas, seguidas dos alugueis (tabela 14). O valor de ambas supera R\$ 200 *per capita*. Já a fonte com o menor valor médio é o programa Bolsa Família (R\$ 12 *per capita*). Comparado a outro importante programa de transferência de renda brasileiro, o BPC, temos que o valor médio *per capita* pago por este último é quase 7 vezes o valor concedido pelo Bolsa Família.

### 5.3.2 Evolução recente

Ao longo do período 2001-2005, o valor médio da renda não derivada do trabalho entre os que vivem em famílias que recebem essa fonte declinou significativamente, ou seja, 8%. Nesse período, entre os que a recebem, declinaram tanto a média da renda de ativos como a de transferências. A queda no valor médio real das transferências foi determinada pela queda no valor real do Programa Bolsa

Família, da ordem de 10%, uma vez que tanto as pensões e aposentadorias públicas quanto o BPC aumentaram 9% e 32%, respectivamente, por conta da valorização do salário mínimo no período. Em resumo, apenas o valor médio das pensões e aposentadorias, do BPC, das ajudas de não moradores e de juros e dividendos cresceram no período de 2001 a 2005.

TABELA 14

Renda *per capita* de cada fonte de renda não derivada do trabalho entre as pessoas em famílias receptoras

Fontes de renda	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (%) (2005-2001)
Renda não derivada do trabalho	222	206	190	183	203	-8,41
Renda de ativos	193	194	170	167	183	-5,50
Aluguéis	219	216	197	199	202	-7,84
Juros e dividendos	126	144	112	111	140	11,0
Transferências	212	195	182	175	194	-8,34
Privadas	127	122	112	119	125	-1,37
Ajuda de não moradores	96,6	100	91,7	101	101	4,44
Outras pensões e aposentadorias	142	133	122	125	135	-5,30
Públicas	214	195	182	171	192	-10,4
Pensões e aposentadorias	249	247	248	258	271	8,88
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	61,5	65,4	66,5	72,2	81,1	31,9
Bolsa Família e correlatos	13,5	10,8	8,35	10,5	12,2	-9,51

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

Em conjunto com o que ocorreu à cobertura, essas transformações no valor médio, por beneficiário, provocaram impacto sobre a participação de cada uma das fontes na formação da renda total das famílias. Dado a renda familiar *per capita* ter aumentado 3% no período, para uma fonte de renda ter aumentado sua participação ela precisa ter crescido a uma taxa superior a 3%. Como quase todas as fontes não derivadas do trabalho aumentaram a sua participação, embora umas menos do que outras, praticamente todas elas cresceram acima desse patamar mínimo (a única exceção é a renda de aluguéis, cuja participação foi reduzida no período).

Por que a participação dessas fontes de renda aumentou entre 2001-2005? Terá sido o efeito de aumentos na cobertura ou no valor médio do benefício/rendimento? A tabela 14 mostra que, entre as fontes que elevaram a sua participação na renda total das famílias, tanto o Bolsa Família como as pensões e aposentadorias privadas reduziram o valor médio do benefício entre 2001-2005. Portanto, todo o crescimento que essas duas fontes tiveram veio exclusivamente da

expansão da cobertura. Já as pensões e aposentadorias públicas, o BPC, a ajuda de moradores e os juros e dividendos, esses aumentaram tanto a cobertura quanto o valor médio do benefício. A tabela 15 traz a contribuição da cobertura e do valor médio do benefício/rendimento para explicar o crescimento em cada uma dessas fontes.

**TABELA 15**

Contribuição da variação na cobertura e no valor médio por receptor para explicar a evolução de cada fonte de renda não derivada do trabalho entre 2001 e 2005

Fontes de renda	Entre 2001 e 2005	
	Cobertura	Benefício médio
Renda não derivada do trabalho	173	-73,3
Renda de ativos	173	-73,3
Aluguéis	-275	375
Juros e dividendos	67,7	32,3
Transferências	169	-69,5
Privadas	112	-11,8
Ajuda de não moradores	46,6	53,4
Outras pensões e aposentadorias	141	-41,3
Públicas	187	-87,2
Pensões e aposentadorias	9,46	90,5
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	85,8	14,2
Bolsa Família e correlatos	112	-12,2

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

A tabela 15 revela, num extremo, que o principal responsável pelo crescimento acelerado das pensões e aposentadorias no período foi o aumento no valor médio do benefício, que contribuiu com 90%. No outro extremo, mostra que, no caso do BPC e dos juros e dividendos, o crescimento da renda deu-se basicamente por causa da expansão na cobertura, que respondeu por 86%, no caso do BPC, e por 68% no caso dos juros e dividendos. O fato de o crescimento na renda de juros dever-se a uma maior cobertura chama novamente a atenção para a possibilidade de parte desses recursos serem transferências governamentais não identificadas. Entre esses extremos, encontra-se a ajuda de moradores, caso em que metade do crescimento está atrelada a um aumento na cobertura, enquanto a outra metade se deve a um aumento no valor médio do benefício entre os que recebem.

#### 5.4 Desigualdade entre os receptores

Já vimos que a desigualdade total é afetada pela desigualdade na distribuição de cada fonte de renda. Portanto, transformações na

desigualdade em uma determinada fonte afetarão a desigualdade total. A desigualdade em uma dada fonte, por sua vez, pode ser decomposta em dois fatores: (a) a desigualdade entre quem recebe da fonte de renda e quem dela não recebe, e (b) desigualdade entre os receptores. A desigualdade entre quem recebe e quem não recebe depende da cobertura, já analisada anteriormente. Nesta seção, nossa ênfase está no segundo fator, ou seja, na desigualdade entre os receptores.

#### 5.4.1 Situação atual

A tabela 16 traz o coeficiente de Gini associado a cada fonte de renda. Essa medida foi calculada tanto para o conjunto da população, como para o subuniverso das pessoas em famílias que recebem da fonte de renda.

TABELA 16  
Grau de desigualdade por fonte de renda – coeficiente de Gini

Fontes de renda	Desigualdade entre todos					Variação (%) (2005-2001)	Desigualdade entre os que recebem					Variação (%) (2005-2001)
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005	
Renda total	0,593	0,587	0,581	0,570	0,566	-4,61	0,587	0,583	0,576	0,565	0,563	-4,19
Renda do trabalho	0,638	0,634	0,632	0,623	0,621	-2,56	0,598	0,595	0,590	0,582	0,580	-2,90
Renda não derivada do trabalho	0,854	0,847	0,841	0,833	0,827	-3,20	0,655	0,672	0,677	0,689	0,668	1,87
Renda de ativos	0,984	0,984	0,983	0,982	0,981	-0,30	0,717	0,736	0,696	0,701	0,705	-1,58
Aluguéis	0,986	0,986	0,987	0,986	0,985	-0,06	0,626	0,632	0,633	0,623	0,633	1,06
Juros e dividendos	0,997	0,997	0,995	0,994	0,995	-0,23	0,857	0,871	0,783	0,796	0,799	-6,80
Transferências	0,860	0,851	0,848	0,840	0,834	-3,01	0,643	0,657	0,670	0,683	0,658	2,37
Privadas	0,977	0,975	0,976	0,975	0,975	-0,27	0,684	0,679	0,667	0,673	0,690	0,90
Ajuda de não moradores	0,990	0,990	0,990	0,991	0,990	-0,03	0,671	0,690	0,677	0,690	0,673	0,32
Outras pensões e aposentadorias	0,986	0,985	0,985	0,984	0,984	-0,23	0,684	0,669	0,658	0,660	0,694	1,51
Públicas	0,874	0,867	0,863	0,856	0,849	-2,92	0,635	0,653	0,671	0,687	0,654	2,97
Pensões e aposentadorias	0,880	0,876	0,872	0,875	0,868	-1,38	0,591	0,582	0,572	0,571	0,553	-6,37
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,997	0,994	0,995	0,986	0,983	-1,37	0,269	0,335	0,289	0,301	0,315	17,2
Bolsa Família e correlatos	0,964	0,940	0,882	0,898		-6,83	0,445	0,426	0,416	0,426	0,374	-16,1

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

Esta tabela revela, em primeiro lugar, que a renda não derivada do trabalho é mais desigualmente distribuída do que a renda do trabalho. Mesmo quando nos restringimos às pessoas em domicílios que recebem da fonte de renda em questão, observamos que a renda não derivada do trabalho permanece pior repartida.

Entre os componentes da renda não derivada do trabalho, a renda de ativos e as transferências não-governamentais são as mais desiguais. Quando nos limitamos aos que recebem a renda considerada, o mesmo padrão emerge. De todas as fontes, os rendimentos financeiros são os mais desigualmente distribuídos.



As transferências públicas tendem a ser mais bem distribuídas do que as privadas. Analisando-se especificamente as primeiras, as rendas de pensões e aposentadorias, seguidas da renda do Bolsa Família, apresentam o menor grau de desigualdade entre a população, dada sua elevada cobertura. Todavia, quando nos restringimos à desigualdade entre os receptores, notamos que o BPC é a fonte com menor grau de desigualdade, seguido do Bolsa Família. De fato, todos os que recebem o BPC ganham exatamente um salário mínimo, e a desigualdade entre os que vivem em famílias beneficiadas por esse programa reflete apenas as diferenças no número de beneficiários por família, bem como a desigualdade demográfica entre elas.

#### 5.4.2 Evolução recente

No que se refere à evolução temporal, ao longo do período 2001-2005, vimos que a desigualdade de cada uma das fontes não derivadas do trabalho, assim como a desigualdade do conjunto, declinaram. A queda foi particularmente acentuada nas transferências públicas. Do grupo das transferências públicas, a desigualdade de renda do Bolsa Família foi a que registrou o maior decréscimo. Em parte, a queda na desigualdade em cada uma das fontes veio de uma melhora na cobertura, que reduziu a desigualdade entre quem dela recebe e quem dela não recebe, mas se deve também, em alguns casos, à redução na desigualdade entre os receptores. No conjunto das fontes não derivadas do trabalho, o grau de desigualdade entre os receptores aumentou, embora tenha declinado para a renda de juros e dividendos, pensões e aposentadorias públicas e, principalmente, para o Bolsa Família.

A tabela 17 mostra a contribuição da evolução na desigualdade entre quem recebe e quem não recebe, e da desigualdade entre os receptores, para explicar a queda na desigualdade em cada uma das fontes de renda.<sup>21</sup> Para o conjunto das fontes não derivadas do trabalho, e para cada uma individualmente, à exceção das três que registram redução no grau de desigualdade entre os receptores (rendimentos financeiros, pensões e aposentadorias, e Bolsa Família), todo o declínio na desigualdade teve como origem o incremento na cobertura.

Nos casos do Bolsa Família e dos rendimentos financeiros, a queda na desigualdade deveu-se, principalmente, ao aumento no grau de cobertura. Já no caso das pensões e aposentadorias, nesse o fator principal foi a redução na desigualdade entre os que as recebem, resultado provável do achatamento dos benefícios resultante do aumento do piso previdenciário.

<sup>21</sup> Para calcular essas contribuições, utilizamos a expressão  $G_{x,t} = (1 - q_{x,t}) + q_{x,t} G_{x+t,t}$ . A contribuição da variação na desigualdade entre os que recebem foi obtida como

$$\Delta \bar{G}_{x+} = 100 \frac{q_{x,0} (G_{x,1} - G_{x+0})}{G_{x,1} - G_{x,0}},$$

e a contribuição do crescimento na cobertura via

$$\Delta G_{x+} = -100 \frac{(1 - G_{x+1}) (q_{x,1} - q_{x,0})}{G_{x,1} - G_{x,0}}.$$

TABELA 17

Contribuição da evolução na desigualdade entre receptores e não receptores, bem como da desigualdade intra-receptores, para explicar a evolução na desigualdade de cada fonte da renda não derivada do trabalho

Fontes de renda	Entre 2001 e 2005	
	Intra-receptores	Inter-receptores e não receptores
Renda não derivada do trabalho	-19,0	119
Renda de ativos	21,7	78,3
Aluguéis	-40,6	141
Juros e dividendos	56,0	44,0
Transferências	-23,1	123
Privadas	-16,8	117
Ajuda de não moradores	-19,1	119
Outras pensões e aposentadorias	-20,0	120
Públicas	-25,5	125
Pensões e aposentadorias	90,4	9,59
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	-1,56	102
Bolsa Família e correlatos	7,05	92,9

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 a 2005.

## 5.5 Síntese dos principais resultados

A renda não derivada do trabalho é responsável por  $\frac{1}{5}$  da renda das famílias brasileiras, da qual a maior parte origina-se de transferências, especialmente das públicas, que representam  $\frac{1}{4}$  da renda das famílias.

Ao longo do período 2001-2005, houve um aumento de participação da renda não derivada do trabalho em quase 2 pontos percentuais, puxado principalmente pelas transferências públicas. Portanto, é de esperar que as transformações pelas quais passou a renda não derivada do trabalho, sobretudo nas transferências públicas, tenham sido responsáveis, em alguma medida, pela significativa queda na desigualdade de renda ocorrida no período.

No entanto, só é possível conhecer o verdadeiro impacto dessas transformações por meio de uma metodologia que permita isolar tais efeitos. Nas seções seguintes, apresentamos e aplicamos tal metodologia. Por ora, o que se pode consolidar é uma análise exploratória dos resultados. Sabemos como a distribuição de cada uma das sete fontes que compõem a renda não derivada do trabalho se comportou no período. Sabemos também identificar as origens dessas transformações (mudanças na focalização, na cobertura, no valor médio do benefício/rendimento e na desigualdade entre os receptores) e, portanto, podemos arriscar algumas conclusões sobre que

fontes devem ter sido responsáveis pela queda recente na desigualdade, e como elas atuaram, embora só possamos realmente conhecer as respostas definitivas na seção 7.

Uma vez que, de todas as fontes que compõem a renda não derivada do trabalho, as transferências públicas foram as que passaram por transformações mais significativas, então elas devem ter gerado o maior impacto sobre a queda recente na desigualdade total. Entre elas, as pensões e aposentadorias, até mesmo por seu enorme volume, devem ter contribuído em maior proporção. Houve uma pequena melhora na focalização dessa fonte, além de a cobertura ter se mantido praticamente inalterada. Portanto, não foram esses os caminhos principais pelos quais tal fonte afetou a desigualdade total. As principais mudanças foram: o considerável aumento de 9% no valor do rendimento por receptor, assim como a queda de 6% na desigualdade entre os receptores. Portanto, os caminhos que levaram as mudanças nas pensões e aposentadorias a afetar a desigualdade total estão ligados às transformações na distribuição dessa fonte entre os receptores.

Já o BPC e o Bolsa Família, os dois têm o mesmo peso na formação da renda das famílias, e ambos passaram por significativas transformações. É difícil antever, porém, qual deles teria gerado maior impacto sobre a queda na desigualdade.

O BPC reduziu sua associação com as demais fontes. No entanto, como vimos, esse fato não deve ser interpretado como um ganho de focalização, posto que o programa praticamente inexistia no início do período. Essa queda na associação resulta muito mais da expansão da cobertura do programa,<sup>22</sup> que subiu 2 pontos percentuais. A expansão da cobertura do BPC deve ter gerado algum impacto sobre a queda na desigualdade, embora pequeno. A transformação realmente relevante no caso do BPC foi o aumento de 32% no valor médio do benefício, e essa deve ter contribuído significativamente para a queda na desigualdade. A desigualdade entre receptores subiu e, portanto, não pode ter ajudado a desigualdade total a cair.

Para o Bolsa Família, a maior transformação foi a expansão de 10 pontos percentuais na cobertura. Com mais pessoas em famílias beneficiadas, a desigualdade nessa fonte de renda no universo de toda a população caiu 7%. O aumento de cobertura representa uma redução na desigualdade entre quem recebe e quem não recebe o rendimento, e esse tipo de desigualdade é, em geral, o de maior peso na geração da desigualdade total na fonte. O programa não só

<sup>22</sup> No caso do Bolsa Família, isso é particularmente verdadeiro.

incluiu mais pessoas, como também equalizou os benefícios pagos, e, assim, reduziu em 16% a desigualdade entre os receptores. Todos esses fatores devem ter apresentado contribuição significativa para reduzir a desigualdade de renda brasileira. Vejamos as contribuições efetivas na seqüência.

## 6 ISOLANDO O IMPACTO DAS MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO DE CADA UMA DAS RENDAS

### 6.1 Metodologia utilizada para isolar o impacto da focalização

Como vimos na seção 3, considerando-se que a renda das famílias provém de várias fontes é sempre possível expressar a renda familiar *per capita*,  $z$ , como  $z = x + y$ , em que  $x$  denota a parcela da renda *per capita*, que decorre da fonte investigada, e  $y$  representa a parcela da renda *per capita* oriunda de todas as demais fontes.<sup>23</sup>

Dessa expressão para a renda familiar *per capita*, segue que a sua distribuição e, portanto, qualquer medida de desigualdade,  $\theta$ , é uma função da distribuição conjunta de  $x$  e  $y$ . Por sua vez, e conforme já visto na seção 4, numa população finita, a distribuição conjunta de  $x$  e  $y$  é determinada pela trinca  $(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y)$ , em que  $F_x$  denota a distribuição acumulada de  $x$ , e  $A_{x \rightarrow y}$  a função de associação entre  $x$  e  $y$ . Também na seção 4 chegamos à expressão:

$$\theta = \Theta(F_z) = \Theta(\Psi(F_x, A_{x \rightarrow y}, F_y))$$

Nesta sexta seção, veremos como utilizar essa expressão para decompor mudanças no grau de desigualdade.<sup>24</sup> De fato, se associarmos a  $\theta$  um subscrito 1 para indicar o ano final, e 0 para indicar o ano inicial, concluiremos que a redução no grau de desigualdade será dada por  $\theta_1 - \theta_0$ . Essa redução pode ser decomposta em três parcelas, por meio de

$$\theta_1 - \theta_0 = \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_1})) - \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_0 \rightarrow y_0}, F_{y_0})) = \Delta_y + \Delta_x + \Delta_A$$

em que

$$\Delta_y = \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_1})) - \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

<sup>23</sup> Note-se que o mesmo argumento poderia ser utilizado para decompor a renda familiar por adulto, ou a renda familiar total.

<sup>24</sup> Para mais detalhes, ver Barros et al. (2006a).

$$\Delta_x = \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

e

$$\Delta_A = \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_0 \rightarrow y_0}, F_{y_0}))$$

Neste caso,  $\Delta_x$  capta o impacto das mudanças na distribuição da fonte de renda investigada, enquanto  $\Delta_A$  capta o impacto das transformações no grau de associação dessa fonte de renda com as demais.

Para tornar esse procedimento empiricamente factível, é necessário obter pares de variáveis que tenham as distribuições conjuntas contrafactuais registradas nas expressões anteriores. Esses pares de variáveis podem ser facilmente obtidos em seguindo o procedimento proposto por Barros et al. (2006b). De fato, se definirmos

$$y_c = F_{y_0}^{-1}(F_{y_1}(y_1))$$

e

$$x_c = F_{x_0}^{-1}(F_{x_1}(x_1))$$

teremos que  $y_c \approx F_{y_0}$ ,

$$x_c \approx F_{x_0},$$

$A_{x_1 \rightarrow y_c} = A_{x_1 \rightarrow y_1}$  e  $y_c \approx F_{y_0}$ ; do que segue que:

$$(x_1, y_c) \approx (F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}) \text{ e } (x_c, y_c) \approx (F_{x_0}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}).$$

Se, a partir dessas novas rendas, construirmos as rendas *per capita* contrafactuais  $z_c^1 = x_1 + y_c$  e  $z_c^2 = x_c + y_c$ , teremos então que

$$\Theta(F_{z_c^1}) = \Theta(\Psi(F_{x_1}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

e

$$\Theta(F_{z_c^2}) = \Theta(\Psi(F_{x_0}, A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))$$

Logo, notaremos que os três componentes poderiam ser facilmente obtidos por:

$$\Delta_y = \Theta(F_{z_1}) - \Theta(F_{z_c^1})$$

e

$$\Delta_x = \Theta(F_{z_c^1}) - \Theta(F_{z_c^2})$$

## 6.2 Isolando o impacto de cobertura, o valor médio do benefício e a desigualdade entre os receptores

O componente  $\Delta_x$  que capta o impacto de mudanças na distribuição da fonte de renda em foco pode ser, ademais, decomposto em três componentes: um associado a expansões no grau de cobertura, outro resultante de aumentos no valor médio dos benefícios/rendimentos entre os que os recebem, e um terceiro relativo a mudanças na desigualdade da distribuição entre os que os recebem (ver diagrama 1). Para efetuar essa decomposição, é importante lembrar que, conforme visto na seção 4, a distribuição da renda  $x$ ,  $F_x$ , pode ser expressa em função da proporção da população que recebe dessa fonte,  $q_x$ , e da distribuição de renda entre aqueles que recebem dessa fonte,  $F_{x+}$ , a qual, por sua vez, pode ser obtida de sua média,  $\mu_{x+}$ , e curva de Lorenz,  $L_{x+}$ . Em suma, temos que

$$F_x = \Phi(q_x, \mu_{x+}, L_{x+})$$

Daí decorre que o componente  $\Delta_x$  também pode ser decomposto por

$$\begin{aligned} \Delta_x &= \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_1}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_0}, \mu_{x_0}, L_{x_0}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0}))) \\ &= \Delta_L + \Delta_{\mu+} + \Delta_{q+} \end{aligned}$$

em que:

$$\Delta_L = \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_1}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_0}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})))$$

$$\Delta_{\mu+} = \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_1}, L_{x_0}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_0}, L_{x_0}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})))$$

e

$$\Delta_{q+} = \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_1}, \mu_{x_0}, L_{x_0}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})) - \Theta(\Psi(\Phi(q_{x_0}, \mu_{x_0}, L_{x_0}), A_{x_1 \rightarrow y_1}, F_{y_0})))$$

Novamente, para obter esses componentes é necessário arranjar pares de variáveis aleatórias que tenham as distribuições contrafactuais referidas nessas expressões. Iniciamos identificando variáveis que tenham as distribuições contrafactuais referentes a  $x$ :

Se  $x_1 = 0$ , então,  $x_{+c}^1 = 0$  e  $x_{+c}^2 = 0$ . Caso contrário,

$$x_{+c}^1 = F_{x_0}^{-1}(F_{x_1}(x_1))$$

$$x_{+c}^2 = \frac{\mu_{x_1}}{\mu_{x_0}} x_{+c}^1$$

Por fim, basta notar que essas mudanças na renda  $x$  não alteram a ordenação nela baseada e, portanto, que  $A_{x_{+c}^1 \rightarrow y_c} = A_{x_{+c}^2 \rightarrow y_c} = A_{x_1 \rightarrow y_1}$ . Daí, decorre que os pares  $(x_{+c}^1, y_c)$  e  $(x_{+c}^2, y_c)$  têm as distribuições conjuntas desejadas, e, portanto,  $z_c^3 = x_{+c}^1 + y_c$  e  $z_c^4 = x_{+c}^2 + y_c$  podem ser utilizadas para a obtenção dos componentes da decomposição. De fato, temos que

$$\Delta_L = \Theta(F_{z_c^1}) - \Theta(F_{z_c^4})$$

$$\Delta_\mu = \Theta(F_{z_c^4}) - \Theta(F_{z_c^3})$$

e

$$\Delta_q = \Theta(F_{z_c^3}) - \Theta(F_{z_c^2})$$

### 6.3 Metodologias alternativas

O procedimento descrito na subseção anterior certamente não é a única opção. Existem diversas alternativas, que variam de simples alterações na seqüência em que as mudanças são incorporadas até procedimentos integralmente distintos. Uma alternativa muito utilizada – Hoffmann (2006a) e Soares (2006) – baseia-se no seguinte: se a renda *per capita*,  $z$ , pode ser expressa por  $z = \sum_{k=1}^m x_k$ , em que  $x_k$  denota a  $k$ -ésima fonte de renda, e  $m$  o número de fontes em que a renda familiar foi desagregada, então o coeficiente de Gini pode ser expresso por<sup>25</sup>

$$G_z = \sum_{k=1}^m \alpha_k \cdot Q_k$$

em que  $\alpha_k$  e  $Q_k$  indicam, respectivamente, a parcela da renda total que corresponde à fonte  $k$  e o seu grau de concentração, como definido na seção 4. Considerando-se essa expressão, e utilizando-se subscritos 0 e 1 para os instantes inicial e final, é fácil demonstrar que<sup>26</sup>

$$\Delta G_z = G_{z,1} - G_{z,0} = \sum_{k=1}^m \Delta \alpha_k \cdot (\bar{Q}_k - \bar{G}_z) + \sum_{k=1}^m \bar{\alpha}_k \Delta Q_k$$

em que, analogamente,  $\Delta \alpha_k = \alpha_{k,1} - \alpha_{k,0}$  e  $\Delta Q_k = Q_{k,1} - Q_{k,0}$ . Além disso,

$$\bar{G}_z = \frac{1}{2}(G_{z,1} + G_{z,0}), \bar{Q}_k = \frac{1}{2}(Q_{k,1} + Q_{k,0}) \text{ e } \bar{\alpha}_k = \frac{1}{2}(\alpha_{k,1} + \alpha_{k,0}).$$

<sup>25</sup> Na verdade, expressões similares a essas valem para todas as medidas de desigualdade que, como o coeficiente de Gini, são uma função linear da curva de Lorenz.

<sup>26</sup> Ver, por exemplo, Hoffmann (2006a).

Essa expressão sugere considerar, como contribuição da fonte  $k$  para a variação na desigualdade,  $\beta_k$ , o seguinte:

$$\beta_k = \frac{\Delta\alpha_k \cdot (\bar{Q}_k - \bar{G}_z) + \bar{\alpha}_k \Delta Q_k}{\Delta G_z}$$

que, por sua vez, pode ser decomposto em uma parcela associada a mudanças no grau de concentração,  $\delta_k$ , e em outra decorrente de mudanças na importância da fonte para a renda familiar,  $\gamma_k$ , por

$$\delta_k = \frac{\bar{\alpha}_k \Delta \bar{Q}_k}{\Delta G_z}$$

e

$$\gamma_k = \frac{\Delta\alpha_k \cdot (\bar{Q}_k - \bar{G}_z)}{\Delta G_z}$$

A despeito de todo o seu apelo intuitivo, a decomposição anteriormente descrita não parece permitir uma interpretação contrafactual, o que pode limitar seriamente o seu entendimento e a utilidade dos resultados obtidos. De fato, se  $\beta_k$  é para ser interpretada como a contribuição da fonte  $k$ , então deveríamos necessariamente ter, ao menos, que  $\beta_k = 0$  sempre que não ocorressem quaisquer mudanças na fonte  $k$ . Esse, entretanto, não é o caso. Como,

$$\alpha_k = \frac{\mu_k}{\sum_{j=1}^m \mu_j}$$

verificamos que  $\alpha_k$  poderia mudar e, portanto, teríamos  $\beta_k \neq 0$  mesmo sem haver alterações na distribuição da fonte  $k$ . De fato, se a renda média do trabalho crescer, declinará a participação da renda não derivada do trabalho, mesmo que o valor recebido dessa fonte, por família, permaneça inalterado. Contudo, como já mencionado na seção 4, a curva de concentração de uma dada fonte é determinada apenas ou pela distribuição dessa fonte, ou por sua associação com as demais. Mudanças na desigualdade de uma fonte  $j \neq k$ , por exemplo, podem ter impacto sobre a curva de concentração da fonte  $k$ . Assim, é possível que  $\Delta C_k \neq 0$  sem que qualquer mudança tenha ocorrido na distribuição da fonte  $k$ , ou mesmo na sua associação com as demais.

Para ilustrar a dificuldade do uso dessa forma de decomposição, consideramos o seguinte par de exemplos:



### Exemplo 1: reduzindo a renda do trabalho à metade

A partir da Pnad 2005, reduzimos a renda do trabalho de todos os ocupados à metade, e obtivemos uma nova distribuição da renda familiar *per capita*. Conforme a tabela 18A revela, essa operação elevaria o coeficiente de Gini em 2,3%. Como a mudança ocorreu apenas na renda do trabalho, a contribuição da renda não derivada do trabalho para esse incremento no coeficiente de Gini deveria ser nula. Isso é precisamente o que a decomposição proposta neste estudo indica (ver tabelas 18A e 18B).

Entretanto, como a redução na renda do trabalho eleva a participação da renda não derivada do trabalho e o seu grau de concentração, a decomposição descrita nesta seção indica que toda a elevação na desigualdade seria ocasionada pela renda não derivada do trabalho (ver tabela 19), quando sabemos que apenas a renda do trabalho variou. Essa metodologia atribui à renda do trabalho uma contribuição negativa, uma vez que a transformação leva a uma redução em seu grau de concentração (ver tabela 19). Logo, essa metodologia leva a crer que as transformações na renda do trabalho trariam uma redução na desigualdade, quando sabemos, por construção, que tais mudanças foram integralmente responsáveis pelo aumento da desigualdade.

Embora esse seja apenas um exemplo, e em nada sirva para avaliar, de forma ampla, a utilidade da decomposição descrita nesta seção, ele vale de alerta para a dificuldade encontrada quando se utilizam decomposições sem uma clara interpretação contrafactual.

### Exemplo 2: reduzindo a renda do trabalho e o grau de desigualdade de renda do trabalho à metade

Neste segundo exemplo, continuamos o processo de mudanças reduzindo agora, à metade, a renda média do trabalho, e também o seu grau de desigualdade. Mais especificamente, a cada trabalhador  $\omega$ , que, inicialmente, recebia uma remuneração  $r(\omega)$ , expressa, no exemplo anterior, pela notação<sup>27</sup>

$$r^1(\omega) = \frac{1}{2} r(\omega),$$

nesse segundo exemplo, atribuímos uma remuneração dada por

$$r^2(\omega) = \frac{1}{4} (r(\omega) + \mu)$$

Em relação à situação original, temos que  $\mu = 2\mu_1 = 2\mu_2$  e  $G = G_1 = 2G_2$ , em que  $\mu_i$  denota a renda média do trabalho entre os trabalhadores, e  $G_i$ , o correspondente coeficiente de Gini.

<sup>27</sup> Nesse exemplo, consideramos como trabalhadores todos aqueles ocupados, com alguma renda monetária derivada do trabalho.

**TABELA 18A**

Grau de desigualdade global simulado a partir de mudanças na média e na desigualdade da distribuição de renda do trabalho entre ocupados – coeficiente de Gini

Fontes de renda	Desigualdade original	Com a nova distribuição do complemento da fonte	Com a nova distribuição do complemento da fonte mais a nova desigualdade entre os que recebem a fonte	Com a nova distribuição do complemento da fonte mais a nova distribuição entre os que recebem a fonte	Com a nova distribuição do complemento da fonte mais a nova distribuição da população segundo a fonte	Desigualdade final
Se a renda do trabalho fosse reduzida à metade						
Renda do trabalho	0,566	0,566	0,566	0,579	0,579	0,579
Renda não derivada do trabalho	0,566	0,579	0,579	0,579	0,579	0,579
Se a renda do trabalho e a desigualdade entre os trabalhadores fossem reduzidas à metade						
Renda do trabalho	0,579	0,579	0,473	0,473	0,473	0,473
Renda não derivada do trabalho	0,579	0,473	0,473	0,473	0,473	0,473

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pnad de 2005.

**TABELA 18B**

Contribuição de mudanças na distribuição da renda do trabalho entre ocupados para explicar diferenças de desigualdade global

Fonte de renda	Total		Marginal da Fonte		Distribuição da fonte entre os que a recebem		Distribuição da fonte entre os que a recebem	
	Correlação	Marginal da fonte	Cobertura	Distribuição da fonte entre os que a recebem	Magnitude do benefício	Desigualdade entre os que a recebem	Magnitude do benefício	Desigualdade entre os que a recebem
Se a renda do trabalho fosse reduzida à metade								
Renda do trabalho	100	100	0,00	100	100	0,00	100	0,00
Renda não derivada do trabalho	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Se a renda do trabalho e a desigualdade entre os trabalhadores fossem reduzidas à metade								
Renda do trabalho	100	100	0,00	100	100	0,00	100	0,00
Renda não derivada do trabalho	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pnad de 2005.

**TABELA 19**  
 Contribuição de mudanças na distribuição da renda do trabalho entre ocupados para explicar diferenças na desigualdade – metodologia alternativa (decomposição do coeficiente de Gini)

	Grau de desigualdade da renda per capita (coeficiente de Gini)		Renda do trabalho		Renda não derivada do trabalho		Contribuição da renda do trabalho para a redução na desigualdade (%)		Contribuição da renda não derivada do trabalho para a redução na desigualdade (%)			
	Participação na renda total	Grau de concentração	Coeficiente de Gini	Participação na renda total	Grau de concentração	Coeficiente de Gini	Total	Efeito composição	Efeito concentração	Total	Efeito composição	Efeito concentração
Distribuição de 2005	75,9	0,564	0,621	24,1	0,572	0,827	-	-	-	-	-	-
Se a renda do trabalho fosse reduzida à metade	61,2	0,518	0,621	38,8	0,676	0,827	-211	36,0	-247	311	58,4	253
Se a renda do trabalho e a desigualdade entre os trabalhadores fossem reduzidas à metade	61,2	0,336	0,456	38,8	0,688	0,827	104	0,00	104	-4,2	0,00	-4,2

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pnad de 2005.

Conforme a tabela 18A revela, em contraste com a situação final do exemplo anterior, em que apenas a média da renda do trabalho havia sido declinada à metade, um corte idêntico na desigualdade na renda do trabalho reduz em 17% o coeficiente de Gini da renda familiar *per capita*.

Como no exemplo anterior, o fato de a mudança ter ocorrido apenas na renda do trabalho deveria levar a que contribuição da renda não derivada do trabalho fosse nula. É isso, precisamente, o que a decomposição proposta neste estudo indica (ver tabela 18B). Todavia, como a redução na desigualdade na renda do trabalho eleva o grau de concentração da renda não derivada do trabalho (ver tabela 19), a decomposição descrita nesta seção aponta uma contribuição da renda não derivada do trabalho para o aumento da desigualdade, quando sabemos que apenas a renda do trabalho variou. Conforme a tabela 19 revela, essa metodologia atribui à renda do trabalho uma contribuição superior a 100%, indicando, assim, que transformações nessa fonte, isoladamente, teriam levado a uma redução na desigualdade total maior do que a efetivamente verificada. Contudo, sabemos que a simulação feita alterou apenas as mudanças na renda do trabalho.

## 7 CONTRIBUIÇÃO DAS FONTES NÃO DERIVADAS DO TRABALHO PARA A QUEDA NA DESIGUALDADE

Nesta seção, estimamos e analisamos a contribuição das transformações nas fontes não derivadas do trabalho para a queda recente do grau de desigualdade na renda *per capita*. Todas as estimativas baseiam-se na metodologia descrita na seção anterior.

Entre 2001 e 2005, o coeficiente de Gini passou de 0,593 para 0,566 – uma redução de 4,5%. A tabela 20A apresenta os coeficientes de Gini originais e simulados. Do contraste entre essas medidas de desigualdade obtemos, conforme descrito na seção anterior, a contribuição de cada tipo de mudança em cada uma das fontes da renda não derivadas do trabalho para a redução da desigualdade. Tais estimativas são apresentadas na tabela 20B.

### 7.1 A contribuição total de cada fonte

A tabela 20B indica que metade da queda ocorrida na desigualdade, entre 2001 e 2005, adveio de transformações na renda não derivada do trabalho. Esse impacto é bastante significativo, tendo em vista que tal fonte representa apenas  $\frac{1}{4}$  da renda total.

## TABELA 20A

Variação na desigualdade real e simulada entre 2001 e 2005 – coeficiente de Gini

Fontes de renda	2005	2005 com a distribuição do complemento da fonte de 2001	2005 com a distribuição do complemento da fonte mais a desigualdade entre os que recebem a fonte de 2001	2005 com a distribuição do complemento da fonte mais a distribuição entre os que recebem a fonte de 2001	2005 com a distribuição do complemento da fonte mais a distribuição da população segundo a fonte de 2001	2001
Renda total	0,566	–	–	–	–	0,593
Renda do trabalho	0,566	0,578	0,591	0,591	0,592	0,593
Renda não derivada do trabalho	0,566	0,580	0,578	0,578	0,592	0,593
Renda de ativos	0,566	0,593	0,593	0,593	0,593	0,593
Aluguéis	0,566	0,593	0,593	0,594	0,594	0,593
Juros e dividendos	0,566	0,593	0,594	0,593	0,592	0,593
Transferências	0,566	0,580	0,578	0,578	0,592	0,593
Privadas	0,566	0,594	0,593	0,593	0,594	0,593
Ajuda de não moradores	0,566	0,594	0,594	0,594	0,594	0,593
Outras pensões e aposentadorias	0,566	0,594	0,593	0,593	0,594	0,593
Públicas	0,566	0,580	0,578	0,577	0,592	0,593
Pensões e aposentadorias	0,566	0,586	0,592	0,592	0,592	0,593
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	0,566	0,590	0,590	0,591	0,593	0,593
Bolsa Família e correlatos	0,566	0,590	0,590	0,590	0,593	0,593

Fonte: Estimativas produzidas com base na Phad de 2005.

## TABELA 20B

Contribuição da variação em cada fonte de renda para explicar a queda na desigualdade total ocorrida entre 2001 e 2005 – coeficiente de Gini

Fontes de renda	Total		Marginal da Fonte		Distribuição da fonte entre os que a recebem		Distribuição da fonte entre os que a recebem	
	Correlação	Marginal da fonte	Cobertura	Distribuição da fonte entre os que a recebem	Magnitude do benefício	Desigualdade entre os que recebem		
Renda total	–	–	–	–	–	–	–	–
Renda do trabalho	57,0	6,51	2,05	48,4	0,07	48,4	0,07	48,4
Renda não derivada do trabalho	50,4	6,36	51,2	-7,16	-0,69	-6,47	-0,69	-6,47
Renda de ativos	2,78	0,95	-0,15	1,97	1,06	0,91	1,06	0,91
Aluguéis	0,51	-0,22	-0,22	0,95	1,17	-0,22	1,17	-0,22
Juros e dividendos	2,08	0,58	-0,44	1,94	-0,62	2,56	-0,62	2,56
Transferências	47,9	5,45	52,2	-9,76	-2,49	-7,27	-2,49	-7,27
Privadas	-0,55	-2,70	3,03	-0,88	-0,04	-0,84	-0,04	-0,84
Ajuda de não moradores	-0,37	-0,80	0,33	0,11	0,18	-0,07	0,18	-0,07
Outras pensões e aposentadorias	-0,15	-1,43	2,05	-0,77	0,07	-0,84	0,07	-0,84
Públicas	48,0	6,25	53,2	-11,5	-3,00	-8,48	-3,00	-8,48
Pensões e aposentadorias	26,0	4,57	1,61	19,8	-0,69	20,5	-0,69	20,5
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	11,1	0,15	8,59	2,41	2,63	-0,22	2,63	-0,22
Bolsa Família e correlatos	11,8	0,69	12,0	-0,80	-1,72	0,91	-1,72	0,91

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Phads de 2001 e 2005.

É preciso, entretanto, manter cautela ao analisar o impacto total, pois ele abrange a contribuição de mudanças na associação entre a renda não derivada do trabalho e a renda do trabalho. Se parte das mudanças na associação tiver por origem transformações na renda do trabalho, a contribuição total da renda não derivada do trabalho poderá estar superestimada.<sup>28</sup>

A renda não derivada do trabalho é formada por ativos e transferências. A contribuição da evolução dos ativos foi insignificante e, portanto, praticamente todo o impacto das transformações sobre a renda não derivada do trabalho decorreu da dinâmica apresentada pelas transferências. Entre estas últimas, desatacam-se as públicas, dado o impacto das transformações nas transferências privadas ter sido negativo (isto é, se essa fosse a única mudança, a desigualdade teria, inversamente, aumentado). O impacto das transferências em geral decorre, integralmente, das mudanças pelas quais passaram as transferências públicas.

Nas transferências públicas integram, por sua vez, as pensões e aposentadorias, o BPC e os benefícios do Programa Bolsa Família. É possível verificar que o maior impacto originou-se de transformações nas pensões e aposentadorias, cuja contribuição foi maior que a do BPC e a do Bolsa Família reunidas. Estes dois últimos programas, por fim, apresentaram contribuições similares.

## 7.2 A contribuição de melhorias no grau de focalização

O passo seguinte é avaliar em que medida a contribuição das fontes, cujo papel foi significativo para a queda da desigualdade, deveu-se prioritariamente a melhorias na focalização, ou a transformações na distribuição marginal da fonte. A melhoria na focalização das transferências públicas responde por menos de 15% da sua contribuição total, e, portanto, sua participação originou-se muito mais das transformações na distribuição marginal da fonte.

Desagregando as transferências públicas, temos que o impacto tanto da piora na focalização do BPC, quanto da melhora na focalização do programa Bolsa Família, foi desprezível. Toda a contribuição da focalização decorreu de mudanças nas aposentadorias e pensões públicas.

## 7.3 A contribuição da expansão na cobertura

De onde vem, então, a elevada contribuição das mudanças na distribuição marginal das transferências? Uma possibilidade é ela ter vindo do aumento de cobertura, e, outra, é estar nas melhorias na distribuição entre os receptores.

<sup>28</sup> O mesmo é verdadeiro para a contribuição das mudanças na associação de cada uma das fontes de renda analisadas na seqüência.

Os resultados indicam, novamente, diferenças entre os benefícios sociais (BPC e Bolsa Família) e as pensões e aposentadorias públicas. Do lado dos benefícios sociais, particularmente no caso do Programa Bolsa Família, o aumento no grau de cobertura foi o fator dominante. Já no caso das pensões e aposentadorias, nesse a contribuição relevante decorre das mudanças na distribuição dos benefícios entre os receptores.

#### **7.4 Maior generosidade, ou maior equalização dos benefícios**

Por fim, cabe indagar se a contribuição das transformações na distribuição entre os receptores de pensões e aposentadorias públicas foi gerada pelo crescimento do recurso transferido (valor do benefício por beneficiário), ou pela equalização dos valores recebidos. Os resultados mostram que o efeito veio integralmente da segunda alternativa.

### **8 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

A partir de 2001, a desigualdade de renda brasileira começa a declinar de forma acelerada. No período entre 2001 e 2005, por exemplo, o coeficiente de Gini passou de 0,593 para 0,566, apresentando, pois, uma redução de 4,5%.

No mesmo intervalo, a renda não derivada do trabalho aumentou sua participação na renda total das famílias em 2 pontos percentuais, puxada pelas transferências públicas. Qual foi o impacto dessas transformações sobre a queda da desigualdade? Que componentes da renda não derivada do trabalho mais contribuíram? Que tipo de transformações em cada uma dessas fontes teve papel de maior destaque? Neste estudo, buscamos encontrar respostas para tais questões.

Vimos que as transferências públicas têm não apenas a maior participação entre os componentes da renda não derivada do trabalho, como também respondem por, praticamente, toda a mudança ocorrida na distribuição desse item da renda familiar entre 2001 e 2005.

Assim, foi absolutamente fundamental, à análise das causas da queda recente da desigualdade total, contar com um procedimento que nos permitisse observar o impacto não só das pensões e aposentadorias públicas, mas também dos benefícios sociais. Na Pnad, apesar de ser possível discriminar perfeitamente as informações a respeito das pensões e aposentadorias públicas, não é viável conhecer, diretamente,

os valores relativos aos programas sociais do governo. Por essa razão, o presente estudo propôs um procedimento que permitisse reconhecer, na Pnad, ao menos dois dos principais programas de transferência de renda no Brasil: o Benefício de Prestação Continuada (BPC) e o Bolsa Família. As informações sobre esses benefícios são captadas, pela referida pesquisa, de forma mesclada aos rendimentos financeiros, em um único quesito denominado “renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos”. Para isolar os rendimentos de interesse, o procedimento básico consistiu em utilizar os valores típicos pagos pelo BPC e pelo Bolsa Família para classificar os valores declarados nesse quesito. Valores exatamente iguais a 1 salário mínimo corrente foram classificados como benefícios do BPC. Valores típicos pagos pelo Bolsa Família, e pelos programas correlatos nele unificados, além de combinações deles derivadas, desde que inferiores a 1 salário mínimo, foram classificados como benefícios do Bolsa Família. Os valores restantes foram atribuídos aos rendimentos financeiros.

De posse de informações sobre a distribuição dos benefícios do BPC e do Bolsa Família, investigamos o impacto de transformações em cada um dos componentes da renda não derivada do trabalho, inclusive os benefícios sociais, para a queda recente da desigualdade de renda no Brasil. Além disso, buscamos decompor ainda mais o impacto de cada componente da renda não derivada do trabalho para compreender melhor como ele tinha ocorrido. Um primeiro caminho para afetar a desigualdade total é melhorar a focalização da fonte de renda. Em que medida isso se deu? Que fontes aprimoraram a sua focalização? Mesmo que a focalização não tenha melhorado, a desigualdade total pode ter decrescido em virtude de mudanças na distribuição marginal da fonte. Esta última, por sua vez, pode ter se alterado tanto porque a cobertura da fonte se expandiu, quanto em virtude de alterações da distribuição entre os que recebem renda dessa fonte. Se o impacto sobre a desigualdade veio de transformações na distribuição entre os receptores da fonte estudada, é possível decompor ainda mais as causas da queda na desigualdade total indagando se o que mudou foi o valor médio do benefício ou a desigualdade entre os que o recebem.

As transformações na distribuição da renda não derivada do trabalho foram responsáveis por cerca da metade da queda na desigualdade total ocorrida entre 2001 e 2005, o que é bastante significativo, levando-se em conta que essa fonte representa apenas  $\frac{1}{4}$  da renda das famílias. Uma parcela pequena do impacto da renda não derivada do



trabalho adveio de melhorias na focalização. Assim, o que fez a renda não derivada do trabalho se modificar foram as transformações na distribuição marginal dessa fonte. O mecanismo preponderante por meio do qual a renda não derivada do trabalho afetou a desigualdade total foi a expansão da cobertura. A porcentagem de pessoas em famílias que recebem esse tipo de renda passou de 42% para 52%, um aumento de 10 pontos percentuais que, por si só, respondeu por cerca de 51% da queda da desigualdade.

Sabemos que a maior parte da renda não derivada do trabalho é constituída por transferências públicas (cerca de 80%). Além disso, de todas as fontes de transferências públicas, foi aquela que mais aumentou sua participação na renda total das famílias entre 2001 e 2005. As transformações ocorridas na renda não derivada do trabalho são, na realidade, um espelho do que se passou com as transferências públicas. Estas últimas foram responsáveis por 48% da queda recente da desigualdade, dos quais 42 pontos percentuais derivam de transformações na distribuição marginal da fonte. O que ocasionou tais mudanças? A expansão de 10 pontos percentuais no grau de cobertura.

Desagregamos o efeito das transferências públicas e analisamos separadamente a importância relativa das pensões e aposentadorias, do BPC e do Bolsa Família. As pensões e aposentadorias, responsáveis por 18% da renda total das famílias, tiveram o maior impacto sobre a queda recente da desigualdade (26%), seguidas do Bolsa Família (12%), e depois do BPC (11%), ambos com aproximadamente 0,45% de participação na formação da renda total. Em nenhum dos três casos, a melhoria na focalização mostrou-se muito relevante para explicar a queda da desigualdade.

A maior parte do impacto das pensões e aposentadorias originou-se de transformações na distribuição marginal da fonte; nesse caso, e muito em particular, decorrentes de mudanças na distribuição entre os receptores. De fato, estas últimas mudanças foram responsáveis por 20% da redução na desigualdade total. Mas o que fez que a distribuição entre os que recebem pensões e aposentadorias se modificasse? A resposta é a queda significativa da desigualdade entre os receptores dessa fonte. Para eles, o coeficiente de Gini passou de 0,59 para 0,55.

Já as transformações na distribuição marginal do BPC, essas foram movidas tanto por um aumento na cobertura, de 2 pontos percentuais – que, por si só, respondeu por 9% da queda na desigualdade total –, quanto por mudanças na distribuição entre os que recebem o benefício, responsáveis por 2% da queda na desigualdade total.

A distribuição entre os beneficiários do BPC mudou exclusivamente por causa do aumento no valor médio da transferência, que passou de R\$ 64 por pessoa em família beneficiada para R\$ 83.

Por fim, notamos que as mudanças na distribuição marginal do Bolsa Família estão exclusivamente ligadas ao estrondoso aumento da cobertura do programa, a qual cresceu cerca de 10 pontos percentuais. Vale ressaltar que, embora a renda do Bolsa Família tenha aumentado, no período, a uma velocidade muito menor que a do BPC, ambos os programas conseguiram gerar praticamente o mesmo impacto sobre a desigualdade. Uma das razões para o sucesso do Bolsa Família é, nesse caso, a sua boa focalização. O grau de focalização do primeiro real é maior para o Bolsa Família, embora todas as demais fontes que formam as transferências públicas apresentem também coeficiente de concentração negativo. Porém, quando consideramos o grau de focalização do último real, apenas o Bolsa Família permanece bem focalizado, o que se explica pela diferença de magnitude dos benefícios pagos pelas pensões e aposentadorias, e também pelo BPC, em comparação ao que paga esse programa específico. De fato, a fonte com o menor valor por receptor é o Bolsa Família (R\$ 12 *per capita*). No contraste entre o Bolsa Família e o BPC, temos que o valor médio do benefício concedido pelo segundo é quase sete vezes maior. O valor médio do BPC aumentou 22% em decorrência da valorização do salário mínimo no período. Já o valor médio do Bolsa Família, esse caiu 10%.

Assim, embora o BPC tenha sido importantíssimo para retirar muitas pessoas da pobreza, aumentos no valor desse benefício não surtem mais o mesmo efeito. Isso porque as famílias beneficiadas, em geral, já não são mais pobres e, por conseguinte, o aumento do benefício a elas transferido já não pode mais reduzir a pobreza. Enquanto isso, os beneficiários do Bolsa Família permanecem pobres mesmo após a transferência. Uma medida mais efetiva para a reduzir a desigualdade e a pobreza seria repartir mais igualmente os recursos das transferências sociais entre os mais pobres, sejam eles idosos, sejam eles crianças.

## 9 REFERÊNCIAS

BARROS, R. et al. Conseqüências e causas imediatas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Parcerias Estratégicas** – análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad 2004). Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, n. 22, 2006a, p. 89-119. Edição especial.

\_\_\_\_\_. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**: revista do programa de Pós-Graduação em Economia da UFF, v. 8, n. 1, 2006b, p. 117-147.

BARROS, R.; MENDONÇA, R. Família e distribuição de renda: o impacto da participação das esposas no mercado de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Brasília: Ipea, v. 19, n. 3, 1989, p. 40-65.

FERREIRA, F. et al. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**: revista do programa de pós-graduação em Economia da UFF. Rio de Janeiro: UFF, v. 8, n. 1, 2006, p. 147-169.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997-2004. **Econômica**: revista do programa de pós-graduação em Economia da UFF. Rio de Janeiro: UFF, v. 8, n. 1, 2006a, p. 55-81.

\_\_\_\_\_. Brasil, 2004: menos pobres e menos ricos. **Parcerias Estratégicas**. Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, n. 22, 2006b, p. 77 - 88. Edição especial: análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad 2004).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Manual do entrevistador da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

KAKWANI, N. **Analyzing redistribution policies: a study using Australian data**. Nova York: Cambridge University Press, 1986.

\_\_\_\_\_. NERI, M.; SON, H. **Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: the recent Brazilian experience**. Brasil: Working Paper, n. 26, Pnud, 2006.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**: revista do programa de pós-graduação em Economia da UFF. Rio de Janeiro: UFF, v. 8, n. 1, 2006, p. 83-115.

# CAPÍTULO 17

## Programas de Transferência de Renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade\*

Fábio Veras Soares\*\*

Sergei Suarez Dillon Soares\*\*

Marcelo Medeiros\*\*

Rafael Guerreiro Osório\*\*

### 1 INTRODUÇÃO

Conforme indica claramente a nota técnica Ipea (2006), intitulada *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil* e reeditada neste livro (ver p. 15, Nota Técnica, do vol. 1), a erradicação da pobreza e a redução substancial dos níveis de desigualdade no Brasil são metas dificilmente alcançáveis, em um prazo razoável, sem que se recorra a mecanismos diretos de redistribuição. Os programas de transferência de renda de natureza não contributiva são exemplos claros da adoção desse tipo de mecanismo. Existentes já há várias décadas, tais programas passaram por inovações e por uma grande expansão a partir do fim da década de 1990. Todavia, em razão da insuficiência de dados até recentemente não havia análises indicando em que medida essas transferências auxiliavam a reduzir a desigualdade e a pobreza.

A publicação dos dados suplementares da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2004 (Pnad 2004) mudou esse quadro ao fornecer informações sobre a incidência dos programas de transferência de renda. Assim, o objetivo deste trabalho é analisar os efeitos distributivos de tais programas por meio do uso desses novos dados. Para tanto, deve-se: (i) avaliar a qualidade da informação da Pnad *vis-à-vis* os Registros Administrativos (RA) dos programas; e (ii) desenvolver uma metodologia para separar os componentes da renda que podem ser identificados como “transferências de renda”. Há vários motivos para

\* Os autores agradecem os comentários de Danilo Coelho, de Gabriel Ulyssea, de Gláucia Macedo, de Ricardo Paes de Barros, de Francesca Bastagli, de Terry Mckinley, de Dag Ehrenpreis e de Eduardo Zepeda; bem como os inestimáveis esclarecimentos prestados por Vandeli Guerra do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

\*\* Os autores, Fábio Veras Soares: técnico do Ipea no Centro Internacional de Pobreza (IPC/Pnud/Ipea); Sergei Suarez Dillon Soares: técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea; Marcelo Medeiros: coordenador do Ipea no International Poverty Centre, Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (IPC/Pnud); e Rafael Guerreiro Osório: técnico do Centro Internacional de Pobreza (IPC/Pnud/Ipea), assumem qualquer erro e/ou omissão constante neste artigo como de sua inteira responsabilidade.

realizar-se uma análise desse tipo, dentre os quais se destaca o fato de ela permitir apontar os ajustes necessários no desenho e na implementação desses programas, bem como planejar sua expansão.

Em 2004, a Pnad coletou pela primeira vez, por meio de um questionário suplementar, informações acerca da participação de programas de transferências de renda do governo federal, tais como o Auxílio-Gás, o Benefício de Prestação Continuada (BPC), o Bolsa Alimentação, o Bolsa Escola, o Bolsa Família, o Cartão-Alimentação do Programa Fome Zero, o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti), e outros programas sociais de transferência de rendimentos. Com menor grau de detalhe, a Pnad captou também a participação de programas de iniciativa estadual e municipal. Foram identificados os domicílios nos quais havia pessoas beneficiadas e, em relação a alguns programas, investigou-se a quantidade de beneficiários.

No entanto, o questionário usado pela Pnad não possibilitava a identificação dos beneficiários dos programas nos domicílios, e tampouco fazia a distinção entre rendas recebidas dos programas e rendimentos de aplicações financeiras, que foram agrupadas sob a denominação comum de “outros rendimentos”. Isso dificultou a realização de estudos sobre a incidência desses programas, mas não a impossibilitou, pois foi possível contornar de forma satisfatória esse empecilho por meio do desenvolvimento de uma metodologia para a desagregação dos “outros rendimentos”.

A partir da aplicação dessa metodologia foram avaliados os graus de focalização dos programas e seus efeitos sobre a desigualdade e a pobreza. Os resultados indicam que, embora ainda haja margem para ajustes em seu desenho e em sua implementação, todos os programas priorizam a população de renda mais baixa. As famílias mais pobres recebem a maior parte dos recursos das transferências, e a quantidade de famílias beneficiárias nos estratos mais ricos da população é desprezível. Os programas também têm um impacto visível sobre a pobreza (redução da proporção de pobres), além de terem sido responsáveis por uma fração importante da queda da desigualdade de renda, no Brasil, entre 1995 e 2004.

Em relação a exercícios realizados anteriormente, a presente metodologia traz uma contribuição na medida em que não se baseia apenas na informação de que um domicílio qualquer possui algum beneficiário de um ou mais programas, nem simplesmente utiliza toda a renda declarada em “outros rendimentos”, sem se preocupar em separar o componente da renda de cada programa, ou ao menos em separar

o BPC dos outros programas de transferência de renda. Essa última separação é fundamental, por ser o BPC o programa cujo valor da transferência é o mais alto (um salário mínimo), além de seus objetivos e características institucionais o tornarem bastante diverso dos outros programas, o que exige uma análise à parte.

Também se avaliaram os níveis de concentração de todas as demais fontes de renda levantadas pela Pnad. Ao se fazer isso, identificou-se uma alta concentração dos rendimentos provenientes de aluguéis e pensões ou aposentadorias acima do piso previdenciário. Também chamou a atenção a concentração elevada dos rendimentos de aplicações financeiras, uma vez que elas têm, majoritariamente, origem na remuneração dos credores de títulos públicos e, portanto, podem ser entendidas como uma forma de transferência governamental à população mais rica, de magnitude muito superior às transferências focalizadas nos pobres.<sup>1</sup>

A maior parte das investigações preliminares divulgadas até o presente tem destacado apenas a grande mudança verificada no componente “outros rendimentos”, tanto em relação ao volume de recursos declarados nessa categoria de renda quanto em sua distribuição. Soares (2006) e Hoffmann (2005) mostram que, de componente mais concentrado em meados dos anos 1990, o componente “outros rendimentos” passou a ser um dos menos concentrados em 2004, perdendo apenas para as aposentadorias e pensões vinculadas ao salário mínimo. Ferreira, Leite e Litchfield (2006) também apontam o aumento da participação dos outros rendimentos na renda total, bem como a abrupta redução de sua contribuição para a desigualdade total. No entanto, não separam a renda da previdência entre os rendimentos do piso previdenciário e os rendimentos maiores que o salário mínimo. Tanto Soares como Hoffmann mostram que o peso maior na redução da desigualdade se deveu à redução da desigualdade no mercado de trabalho, no qual o aumento em termos reais do salário mínimo e a redução da segmentação regional (em termos do tamanho de municípios e entre os setores urbanos e rurais) parecem ter desempenhado um importante papel.

De todo modo, acredita-se que o efeito das transferências de renda da renda – *grasso modo* estimadas, nos estudos citados, entre 25% e 30% da renda total – deva mais bem analisado. Neste estudo, será desagregado o componente “outros rendimentos”, a fim de se oferecer uma análise mais apurada do papel de cada um de seus subcomponentes – os *juros*, o *BPC* e *outros programas de transferência de renda* – na queda da desigualdade observada nos últimos anos. Esse exercício permitirá melhorar, também, a análise da incidência dos programas de transferência

<sup>1</sup> Tem-se ciência, aqui, de que os rendimentos de juros não são uma simples transferência de renda do Estado para os detentores de títulos. Trata-se da remuneração de um ativo em poder de famílias e de firmas. Fatores como a situação macroeconômica do País e os objetivos da autoridade monetária são variáveis-chave para a determinação do seu peso na renda total das famílias. No entanto, deve-se chamar a atenção para o fato de estar, entre os “efeitos colaterais” de uma política de juros altos, como a que se observa no Brasil já há algum tempo, a piora na distribuição de renda. Esse fenômeno só não é mais visível em razão da brutal subdeclaração dessa fonte de rendimentos na Pnad. É opinião dos autores deste texto que, como uma variável determinada, dentro de certos limites e parâmetros, por uma ação discricionária da autoridade monetária, a política de juros também tem um caráter distributivo que deveria ser levado em conta em sua análise.

de renda separando o BPC dos outros programas. Além disso, tal desagregação permitirá, no futuro, uma comparação entre o papel distributivo e o grau de focalização dos programas brasileiros de transferência de renda com os de programas similares na América Latina.

Este texto é composto de quatro seções discursivas, incluída entre elas esta introdução. Na segunda seção, apresenta-se a metodologia que coteja os dados do suplemento da Pnad 2004 com os Registros Administrativos de setembro de 2004, para identificar divergências. Na terceira seção, analisa-se o grau de focalização (incidência) dos programas, e, para isso, realiza-se um teste de robustez da metodologia; apresenta-se a decomposição do índice de Gini para diferentes fontes de renda em 1995 e em 2004, além de analisar-se como cada fonte de renda contribuiu, ou não, para a redução da desigualdade. Na quarta seção, expõem-se as conclusões. Contudo, antes de terminar esta introdução apresenta-se uma breve descrição dos programas de transferência de renda investigados pelo suplemento da Pnad 2004.

**BPC:** o Benefício de Prestação Continuada é uma transferência de renda sem condicionalidades e independente de contribuição prévia para o regime de seguridade social para idosos com 65 anos ou mais, e para pessoas com deficiência não aptas ao trabalho nem a uma vida independente, os quais vivam em famílias (ver discussão sobre o conceito de família na seção 3.1) cuja renda familiar *per capita* esteja abaixo de  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo (R\$ 260,00 em 2004). Previsto na Constituição Federal, o BPC começou a ser implementado a partir de 1996. O valor do benefício é igual a um salário mínimo. No caso de deficientes, médicos peritos avaliam suas condições física e mental para uma vida independente, bem como sua aptidão, ou não, para o trabalho. Os beneficiários – tanto os idosos como os deficientes – são reavaliados a cada dez anos para examinar-se se sua situação de extrema pobreza mudou. O benefício pode ser cancelado caso a situação da família não seja mais de extrema pobreza.

**Peti:** o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil foi criado em 1996. Ele consiste na transferência de renda para famílias com crianças na faixa de 7 a 15 anos, as quais trabalhem ou corram risco de ter de trabalhar em atividades consideradas perigosas e prejudiciais à saúde infantil, como, por exemplo, em carvoarias e em plantações de cana-de-açúcar ou de sisal. O programa também prevê o repasse de verbas para os municípios participantes, para que ampliem as atividades curriculares da escola com a Jornada Ampliada. Esse último componente visa a evitar que as crianças usem seu “tempo livre” para



trabalhar. Municípios com alta incidência de trabalho infantil em atividades consideradas perigosas foram selecionados para começar o programa. O valor do benefício era de R\$ 25,00, por criança, nas áreas rurais, e de R\$ 40,00 nas áreas urbanas. O programa é condicional, e as famílias dele participantes se comprometem a não permitir que crianças menores de 16 anos trabalhem, assim como asseguram que os menores terão, no mínimo, 75% de frequência na escola.

**Bolsa Família:** criado em outubro de 2003, esse é o principal programa de transferência de renda do governo federal, e é administrado pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). Ele unificou outros programas de transferência de renda condicionados, como o Bolsa Escola e o Bolsa Alimentação, bem como outros programas de transferência de renda sem condicionalidades: Auxílio-Gás e Cartão-Alimentação do Fome Zero, os quais ainda estavam funcionando em 2004. O Bolsa Família é dirigido a famílias pobres com uma renda mensal *per capita* de R\$ 100,00, registradas no Cadastro Único. A seleção dos beneficiários é descentralizada e implementada em âmbito municipal (com uma dupla checagem em âmbito federal). Apesar de todo o acervo de informações coletadas no Cadastro Único, a única relevante para a elegibilidade é a renda mensal *per capita* da família. Cada município tem uma cota – baseada nas estimativas do número de pobres da Pnad 2001 – que deve ser preenchida. Os benefícios variam de acordo com a renda familiar *per capita* e com a composição do domicílio. Famílias com renda mensal *per capita* até R\$ 50,00 recebem uma transferência de R\$ 50,00, independentemente de sua composição. Famílias com renda mensal *per capita* entre R\$ 50,00 e R\$ 100,00 só são elegíveis se tiverem crianças de até 15 anos, e/ou uma mulher grávida. O benefício é de R\$ 15,00 por criança, mas pode ser acumulado até o máximo de R\$ 45,00 (três crianças). Famílias em extrema pobreza (renda *per capita* até R\$ 50,00) podem acumular o benefício, por criança, com a renda básica de R\$ 50,00. Portanto, o máximo de benefício que uma família pode receber é R\$ 95,00.<sup>2</sup> As condicionalidades do programa englobam: 85% de frequência, às aulas, para as crianças em idade escolar; atualização do cartão de vacinação para crianças até 6 anos; e visitas regulares ao posto de saúde tanto para grávidas, para o pré-natal, como para mães que estiverem amamentando. Há ainda certas atividades estruturantes que objetivam aumentar o acesso das famílias beneficiárias aos serviços públicos, particularmente da população adulta que não tem de obedecer às condicionalidades tradicionais do programa. Essas atividades abrangem preferência na seleção para cursos de capacitação profissional (inclin-

<sup>2</sup> Em alguns casos, o benefício pode ser superior a R\$ 95,00, desde que haja complementação por parte do município ou do estado. Além disso, se antes da unificação dos benefícios a família recebia mais de R\$ 95,00 com o acúmulo de diversos benefícios, o valor previamente recebido não seria alterado.



do cursos de alfabetização) e para programas de geração de emprego e renda. Além disso, membros da família sem registro civil terão acesso a esses registros e a outros documentos de identificação.

**Bolsa Escola:** o Bolsa Escola federal foi criado em 2001, e tinha como população-alvo crianças na faixa de 6 a 15 anos, cuja família tivesse uma renda *per capita* abaixo de R\$ 90,00. O valor do benefício era de R\$15,00 por criança, acumulável até um máximo de R\$ 45,00 (três crianças). Em termos de condicionalidade, a família se comprometeria a assegurar no mínimo 85% de frequência da criança às aulas. Esse programa foi unificado com outros programas de transferência de renda sob o guarda-chuva do Bolsa Família em janeiro de 2004, e era administrado e implementado pelo Ministério da Educação.

**Bolsa Alimentação:** este programa foi criado em setembro de 2001, por iniciativa do Ministério da Saúde. Ele tinha como objetivo combater a mortalidade infantil em famílias com renda *per capita* mensal de ½ salário mínimo (R\$ 130,00 em 2004). Assim como no Bolsa Família, o valor do seu benefício era de R\$15,00 por criança na faixa de 0 a 6 anos, ou mulher grávida, acumulável até um máximo de R\$ 45,00 (três crianças). Em termos de condicionalidade, a família se comprometeria a atualizar o cartão de vacinação de crianças até de 0 e 6 anos, assim como asseguraria as visitas regulares, ao posto de saúde, de grávidas, para o pré-natal, e de mães que estivessem amamentando.

**Auxílio-Gás:** este programa foi criado em dezembro de 2001, como uma medida compensatória para o fim do subsídio ao gás de cozinha. Assim como no Bolsa Escola, as famílias a serem por ele beneficiadas deveriam ter uma renda familiar *per capita* de, no máximo, R\$ 90,00 (excluída desse cálculo a renda proveniente dos outros programas de transferência de renda, ou de benefícios como o seguro desemprego). Esse programa não impunha nenhuma condicionalidade à família, a não ser a de estar registrada no Cadastro Único. O valor do benefício era de R\$ 7,50 por mês, pagos bimestralmente. O Ministério das Minas e Energia era responsável pela administração desse programa.

**Cartão Alimentação do Fome Zero:** criado em 2003, consistia em uma transferência de R\$ 50,00 para famílias cuja renda familiar *per capita* fosse menor do que metade do salário mínimo, por 6 meses (esse período poderia ser prorrogado por no máximo, 18 meses). O objetivo do programa era lutar contra a insegurança alimentar, enquanto outras medidas – ações estruturantes – seriam implementadas a fim de assegurar que as famílias não padecessem de insegurança alimentar.

## 2 A QUALIDADE DA INFORMAÇÃO DA PNAD, E A METODOLOGIA PARA DESAGREGAR OS “OUTROS RENDIMENTOS”

### 2.1 O questionário sobre os programas de transferências de renda no suplemento da Pnad 2004

O suplemento especial da Pnad 2004 sobre os programas governamentais de transferência de renda, investigou os beneficiários, por meio de questões acerca da incidência dos seguintes benefícios:

- Auxílio-Gás (duas perguntas):
  - a) se haviam recebido o benefício no mês; e
  - b) se estavam inscritos no programa. Como o auxílio era pago bimensalmente, a pessoa poderia dizer que não tinha recebido o benefício naquele mês e aparecer como não beneficiária; a segunda pergunta tenta contornar esse problema.
- Bolsa Família:
  - a) se haviam recebido o benefício no mês.
- Cartão-Alimentação do Fome Zero:
  - a) se haviam recebido o benefício no mês.
- Bolsa Alimentação (duas perguntas):
  - a) se haviam recebido o benefício no mês; e
  - b) quantos moradores do domicílio estavam inscritos ou eram beneficiários do programa.
- Benefício de Prestação Continuada (BPC – três perguntas):
  - a) se algum morador idoso, ou deficiente, havia recebido o benefício no mês;
  - b) quantos moradores idosos, ou deficientes, haviam recebido dinheiro do BPC no mês; e
  - c) se algum outro morador havia recebido dinheiro do programa no mês.<sup>3</sup>
- Bolsa Escola (duas perguntas):
  - a) se haviam recebido o benefício no mês; e
  - b) quantos moradores do domicílio estavam inscritos ou eram beneficiários do programa.
- Peti (duas perguntas):
  - a) se haviam recebido o benefício no mês; e
  - b) quantos moradores do domicílio estavam inscritos no programa ou eram beneficiários dele.
- Outro programa social federal, estadual ou municipal de transferência de renda:
  - a) se haviam recebido o benefício no mês.

<sup>3</sup> Segundo o IBGE, essa última pergunta visava a maximizar as chances de se captar os beneficiários do BPC. Porém, se esse era o objetivo ele seria mais bem alcançado com uma única pergunta sobre o BPC, sem que fosse preciso mencionar na pergunta “algum idoso ou deficiente que seja beneficiário do programa”. Foge à tradição do IBGE formular perguntas que implicariam, em princípio, uma “confissão”, ou “denúncia”, de irregularidade por parte do respondente. Ademais, o conceito de “idoso” utilizado na primeira pergunta pode ser interpretado de maneira muito subjetiva pelo respondente: não fica claro se se trata o idoso de uma pessoa com 65 anos ou mais. A resposta, nesse caso, dependerá da instrução recebida pelo entrevistador se o respondente lhe pedir que clarifique o “conceito” de idoso. É interessante observar que, no caso do Bolsa Escola, do Bolsa Alimentação e do Peti, em que os beneficiários também são membros individuais do domicílio (como no BPC), pergunta similar não foi feita, não havendo, entretanto, nenhuma razão plausível que explique a diferenciação de tratamento dos programas.

No entanto, o suplemento especial não fornece a identificação do(s) beneficiário(s) de tais programas; e tampouco prevê a captação da renda deles proveniente como uma categoria à parte no questionário de

indivíduos. Por isso não é possível saber ao certo se a renda registrada na categoria “outros rendimentos” é, ou não, proveniente de um programa de transferência de renda que algum beneficiário residente no domicílio tenha recebido no mês de referência da pesquisa. Por esse motivo se trabalhará, neste estudo, com a renda total do domicílio, na tentativa de extrair dela as rendas dos programas de transferência de renda.

É interessante observar que diversos institutos de estatísticas na América Latina, como, por exemplo, os do México e os do Chile, alteraram a forma de captação da renda sem prejudicar a comparabilidade dela com as séries históricas, a fim de melhor informar a sociedade sobre os efeitos dos programas governamentais de transferência de renda sobre a pobreza e a desigualdade. A melhoria na coleta de informações é fundamental para uma análise<sup>4</sup> mais eficiente do impacto desses programas, bem como para monitorá-los a um baixo custo.

## **2.2 Comparação de resultados da Pnad 2004 com Registros Administrativos**

A primeira questão relevante é saber se as informações obtidas pela Pnad, um levantamento amostral, aproximam-se dos resultados provenientes de Registros Administrativos dos programas. Em particular, há dois aspectos que merecem atenção: a precisão das estimativas da Pnad quanto ao número absoluto de beneficiários dos programas, assim como a distribuição relativa dos atributos dos beneficiários (distribuição regional, etc.). Há duas razões relativas à amostragem da Pnad para que se acredite que não haverá concordância total: projeção de população independente e amostra nucleada.

A Pnad trabalha com projeção de população independente, o que quer dizer que a população que cada Pnad, de uma dada década, projetará é decidida imediatamente após o Censo Demográfico que abre a década. Em outras palavras, tanto a amostra como os pesos de cada indivíduo amostrado são decididos, possivelmente, nove anos antes de uma dada Pnad ir a campo. Há boas razões para que assim o seja. Contudo, uma consequência dessa projeção populacional é o fato de todas as grandezas extensivas, coletadas pela Pnad, não serem muito confiáveis. Em outras palavras, a Pnad não responde tão bem a perguntas como: “quantas pessoas estão empregadas?”, ou “quantos domicílios recebem o Bolsa Família?”. Por outro lado, a projeção de população independente não impõe restrições a perguntas relacionadas a grandezas intensivas, ou seja, a perguntas como “qual é o rendimento médio dos ocupados?”, ou “qual é a renda média dos domicílios recipientes do Bolsa Família?”.

<sup>4</sup> Observe que foi utilizado o termo “análise”, e não “avaliação”, por não se pretender que a Pnad seja utilizada para “avaliar” os programas sociais. Entende-se, aqui, que a avaliação desses programas implica a utilização de metodologias e de pesquisas específicas, as quais estão além da missão que uma pesquisa domiciliar de representatividade nacional deva ter.

Uma segunda característica da Pnad é sua amostra ser nucleada. Esse é um tipo de amostragem muito bom para estimar, com alta precisão e baixo custo, características de uma população espalhada no território coberto, mas gera erros grandes quando se trata de uma população concentrada geograficamente. Os exemplos clássicos são os casos de populações em aldeias indígenas e em quilombos. Como essas populações são altamente concentradas geograficamente, não se pode usar a Pnad para fazer qualquer inferência sobre elas. Já a população descendente de imigrantes japoneses (os “amarelos”), essa vive mais ou menos espalhada no Estado de São Paulo e, portanto, pode ser investigada usando-se a Pnad, embora com erro amostral alto em razão do fato de serem relativamente poucos os seus membros. A nucleação da Pnad tem conseqüências negativas sobre informações referentes a alguns dos programas de transferência de renda, que são também nucleados – notadamente o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti).

Em conclusão, é importante ressaltar que, embora gere algumas dificuldades para os propósitos de analisar alguns dos programas de transferência de renda, a amostragem da Pnad é pertinente por seu objetivo primordial de fornecer um retrato anual da situação socioeconômica do País.

Conforme explicado anteriormente, não é esperado que haja concordância nos valores absolutos tal como reportados na Pnad e nos Registros Administrativos (RA). No entanto, a comparação não deixa de ser ilustrativa. Cerca de 15,5% dos domicílios brasileiros (8,0 milhões) declararam receber dinheiro de, pelo menos, um dos oito programas de transferência investigados na Pnad 2004. Se excluirmos os domicílios que recebem apenas o BPC, esse total cai para 14,5% (7,5 milhões). Conforme mostra a tabela 1, o benefício mais declarado pelos domicílios foi o Bolsa Escola: 7,4% dos domicílios (3,8 milhões); seguido pelo Auxílio-Gás (3,5 milhões) e o Bolsa Família (2,1 milhões). Esses valores não refletem os dados administrativos dos programas de transferência de renda. Segundo tais dados, em setembro de 2004 o Bolsa Família já atendia a cerca de 5 milhões de famílias, e, o Bolsa Escola, a 3,3 milhões (sem sobreposição). As divergências são grandes: a Pnad estima um total de beneficiários do Bolsa Família que é menos da metade do registrado oficialmente, assim como um número de beneficiários do Bolsa Escola que é, aproximadamente, 15% maior que o dos registros.

Diante da divergência, vale ressaltar que as conclusões dos estudos realizados até o momento, bem como as próprias considerações

deste estudo, são alcançadas a partir de dados cujo objetivo não é fornecer as estimativas precisas do número absoluto de beneficiários dos programas de transferência de renda, nem avaliar esse tipo de programa. Portanto, todas as interpretações baseadas na Pnad 2004 merecem ser tomadas com cautela.

**TABELA 1**  
 Comparação, em números absolutos, entre a Pnad e os Registros Administrativos

<b>Programa</b>	<b>Registros Administrativos</b>	<b>Pnad</b>	<b>Sub (-) ou Sobre (+)</b>
Cobertura da Pnad			
BPC Deficiente	1.098.552	437.701	- 60%
BPC Idoso	885.236	324.575	- 63%
Subtotal Loas	1.983.788	762.276	- 62%
Bolsa Família	5.035.660	2.089.970	- 58%
Bolsa Escola	3.381.486	3.803.526	12%
Bolsa Alimentação	251.459	536.149	113%
Cartão-Alimentação	107.907	752.112	597%
Auxílio-Gás	4.220.953	3.491.400	- 17%
Subtotal Outros	12.997.465	10.673.157	- 18%
<b>Total</b>	<b>14.981.253</b>	<b>11.435.433</b>	<b>- 24%</b>

Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE) e dados administrativos do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS).

É possível especular sobre os motivos dessa divergência. Além das razões decorrentes do tipo de amostragem da Pnad, outro problema que afeta esses dados é o fato de os programas de transferência de renda do governo federal estarem passando por uma transição durante a realização do levantamento. Com exceção do Peti e do BPC – esse último com características bastante diferenciadas das dos outros programas –, todos os programas estavam sendo unificados sob o guarda-chuva do Bolsa Família. Essa transição pode ter gerado uma dificuldade de discernimento do nome correto do programa durante a resposta ao questionário. É possível, por exemplo, que as pessoas que ainda não estavam habituadas a identificar o Bolsa Família como o “seu programa” de transferência de renda tenham declarado ser beneficiárias de mais de um programa, por confundir o Bolsa Família

com outros programas.<sup>5</sup> Por esse motivo, a duplicidade na resposta não necessariamente significa que o domicílio tivesse beneficiários de diversos programas. De acordo com os dados da Pnad, e excluindo-se o BPC da análise, havia, em 42%, beneficiário(s) de mais de um programa, o que revela ou uma grande sobreposição dos diversos programas, ou uma inabilidade da população em discernir qual era o “seu programa de transferência de renda”. Grande parte da sobreposição envolve o Auxílio-Gás, o mais declarado simultaneamente a outros programas: cerca de 70% dos domicílios beneficiários desse programa eram também beneficiários de algum outro. Tal situação não é alarmante, tendo-se em vista que se tratava de um benefício complementar, bimestral e de baixo valor.

Uma evidência adicional de que o viés decorre não apenas da subestimação do número total de beneficiários, mas também da confusão entre os diversos programas, é o fato de 536 mil domicílios declararem ser beneficiários do programa Bolsa Alimentação, e 752 mil dizerem ser beneficiários do Cartão-Alimentação do Fome Zero, enquanto os dados administrativos indicam, respectivamente, que apenas 251 mil e 107 mil famílias eram beneficiárias desses dois programas.

Apesar de não reproduzir os números absolutos dos Registros Administrativos, a Pnad pode reproduzir bem, em termos relativos, a distribuição dos beneficiários e suas características. Para investigar essa hipótese, contrastou-se a distribuição regional dos dados administrativos do Bolsa Família, do Bolsa Escola, do Bolsa Alimentação, do Cartão-Alimentação e do Auxílio-Gás, referentes ao número de famílias beneficiárias, com os dados da Pnad sobre domicílios que tinham beneficiários do programa no mês de referência da pesquisa. A tabela 2 revela que a Pnad reproduz, com bastante precisão, a distribuição regional dos beneficiários para a maior parte dos programas, com destaque para o caso do programa Bolsa Alimentação.

No caso do BPC, é possível ir um passo além e dividi-lo, de forma aproximada, entre seus dois públicos-alvo: deficientes e idosos com 65 anos ou mais. Um total de 762 mil domicílios – o que corresponde a cerca de 1,5% do total brasileiro – declarou ter algum beneficiário do BPC, o que significa que quase metade escapa às estimativas da Pnad, mesmo levando-se em consideração o fato de ela não trazer informação individualizada sobre os beneficiários. De acordo com os dados administrativos, havia 1.983.788 beneficiários em setembro de 2004, dos quais 1.098.552 eram portadores de deficiência, e 885.236 eram idosos com 65 anos ou mais.

<sup>5</sup> Vale lembrar que os cartões com o respectivo nome dos programas não foram trocados quando as famílias começaram a migrar dos outros programas para o Bolsa Família.

TABELA 2

Comparação entre Registros Administrativos (RA) e dados da Pnad –  
distribuição regional dos programas de transferência de renda<sup>6</sup>

(Em %)

Região	Bolsa Escola		Bolsa Família		Bolsa Alimentação		Cartão-Alimentação		Auxílio-Gás	
	Pnad	RA	Pnad	RA	Pnad	RA	Pnad	RA	Pnad	RA
Norte	8	9	8	10	7	7	2	1	7	9
Nordeste	51	54	59	47	58	58	84	88	56	48
Sudeste	23	24	22	25	20	20	10	10	20	25
Sul	12	9	8	11	10	10	3	1	12	12
Centro-Oeste	5	4	3	6	5	5	2	0	4	6
Brasil	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE), e dados administrativos do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS).

Em razão das características do BPC, é possível avançar um pouco mais na comparação entre os Registros Administrativos desse programa e as informações levantadas pela Pnad. Ao desagregar, na tabela 3, a informação dos domicílios com beneficiários do BPC, percebe-se que 57% deles não tinham nenhum morador com 65 anos ou mais, 31% tinham uma pessoa com 65 anos ou mais, e 11% tinham dois desses moradores. Se assumido que os domicílios sem moradores com mais de 65 anos provavelmente têm portadores de deficiência como beneficiários, chega-se à conclusão de que, em termos proporcionais, os dados da Pnad reproduzem bem a distribuição, por categoria dos dados administrativos do BPC, uma vez que, de acordo com esses, 55% dos beneficiários eram deficientes em setembro de 2004.

TABELA 3

Número de moradores com 65 anos ou mais, em domicílios onde residem beneficiários do BPC

Moradores	Freqüência	%
0	437.701	57,42
1	237.120	31,11
2	83.544	10,96
3	3.053	0,40
4	648	0,09
5	210	0,03
Total	762.276	100

Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

<sup>6</sup> O Peti foi excluído dessa análise porque os seus dados não estão disponíveis por família, mas por beneficiários. Além disso, os dados são coletados pelas prefeituras e repassados ao Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) por um processo diferente dos programas constantes na tabela 1. O BPC será analisado separadamente, e os outros programas de transferência de renda não têm como ser identificados a partir das informações administrativas do MDS, uma vez que se pode tratar de programas estaduais e/ou municipais.



Em termos de distribuição regional, pode-se afirmar que os dados da Pnad reproduzem com boa precisão os dados administrativos quando se observa a distribuição dos benefícios entre os portadores de deficiência, como mostra a tabela 4. Todavia, nos dados da Pnad a distribuição regional do BPC entre os idosos revela uma superestimação (relativa) do Nordeste em detrimento do Sudeste, ao passo que, em relação às outras regiões, a discrepância não é tão grande.

**TABELA 4**

Comparação entre Registros Administrativos (RA) e dados da Pnad – distribuição regional dos beneficiários do BPC<sup>7</sup>

Região	(Em %)					
	Deficientes		Idosos		Total	
	RA	Pnad	RA	Pnad	RA	Pnad
Norte	10	10	9	5	10	8
Nordeste	41	44	32	56	37	49
Sudeste	30	28	39	20	34	24
Sul	10	10	10	8	10	9
Centro-Oeste	8	8	10	13	9	10

Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE), e dados administrativos do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS).

Os dados analisados nesta seção indicam que, apesar de não conseguir reproduzir o número absoluto de beneficiários dos programas de transferência de renda, a Pnad consegue refletir de forma razoável a distribuição regional dos dados administrativos, com poucas exceções. Vale lembrar que, via de regra, números absolutos obtidos a partir da expansão da amostra de pesquisas domiciliares raramente se aproximam daqueles oriundos de Registros Administrativos. A título de exemplo, pode-se mencionar que os números absolutos sobre o mercado de trabalho formal da Pnad se distanciarão daqueles revelados pela Rais (Relação Anual de Informações Sociais), assim como os números absolutos sobre consultas médicas e internações se distanciarão daqueles revelados pelo Sistema Único de Saúde (SUS). No entanto, grandezas extensivas (números relativos) serão reportadas com precisão maior.

Para parte dos programas aqui analisados, porém, mesmo alguns dos números relativos demonstram um grau não negligenciável de discrepância. A principal delas refere-se aos idosos beneficiários do BPC, no qual há uma superestimação da proporção de beneficiários da Região Nordeste em detrimento daquela da Região Sudeste. Uma possível explicação para esse fenômeno pode ser a confusão por parte dos

<sup>7</sup> Note que os Registros Administrativos (RA) referem-se a beneficiários, ao passo que os dados da Pnad se referem a domicílios. No caso aqui estudado, a discrepância entre os dois tipos de dados tende a ser maior que o erro na tabela 1, pois o Registro Administrativo dos programas de transferência de renda de tal tabela se refere ao número de famílias beneficiárias, mesmo quando o programa se baseia não na família, e sim no indivíduo, como ocorre com o Bolsa Escola e o Peti.



beneficiários (ou dos respondentes dos questionários, que podem ser pessoas distintas) entre o BPC e pensões e aposentadorias. É possível, portanto, que uma parte significativa do BPC esteja sendo captada nas entradas de aposentadorias e pensões.<sup>8</sup>

## 2.3 Desagregação dos “outros rendimentos”

### 2.3.1 Separando os componentes da renda declarada em “outros rendimentos”

Para desagregar o componente “outros rendimentos”, é preciso levar em consideração as idiosincrasias de cada programa. Em termos monetários, o BPC é bastante diferenciado, pois, dos oito programas de transferência de renda investigados pelo suplemento da Pnad 2004 ele é o único cujo valor do benefício é indexado ao salário mínimo. Desse modo, torna-se mais fácil verificar se os domicílios com beneficiários do programa declararam, ou não, a renda do BPC na categoria “outros rendimentos”.<sup>9</sup>

O gráfico 1 mostra a distribuição da renda domiciliar total proveniente de “outros rendimentos”, isto é, a soma do valor registrado nesse componente para cada um dos membros do domicílio. Considerando-se somente os domicílios com beneficiários do BPC, tem-se que 67% deles declararam, em “outros rendimentos”, a renda de um salário mínimo (SM), ou de múltiplos desse (dois ou três SM). Se restringida a amostra aos domicílios que declararam receber, exclusivamente, o BPC, observa-se que 94% deles declararam receber exatamente um salário mínimo ou múltiplos desse na categoria “outros rendimentos”.

Em razão da provável confusão entre o BPC e aposentadorias e pensões vinculadas ao salário mínimo, é possível que o respondente do questionário tenha declarado o recebimento do benefício do BPC duas vezes: uma vez como “outro rendimento”, na entrada correta para o BPC, e outra na categoria “aposentadorias e pensões”, levando, assim, a uma dupla contagem do benefício, bem como a uma superestimação da renda. Há 35 registros, na amostra da Pnad (representando 15.146 pessoas no universo da população), que recebem um salário mínimo de aposentadoria ou pensão, os quais também declaram receber um salário mínimo em outros rendimentos, e cujo domicílio diz ter algum beneficiário do BPC. Desses 15.146 indivíduos, 35% moram em domicílios sem idosos (pessoas com 65 anos ou mais), 58% moram em domicílios com um idoso, e 7% moram em domicílios em que há dois idosos. Como é possível o aposentado ser o responsável (tutor de) por um deficiente, não nos parece que a dupla contagem possa ser

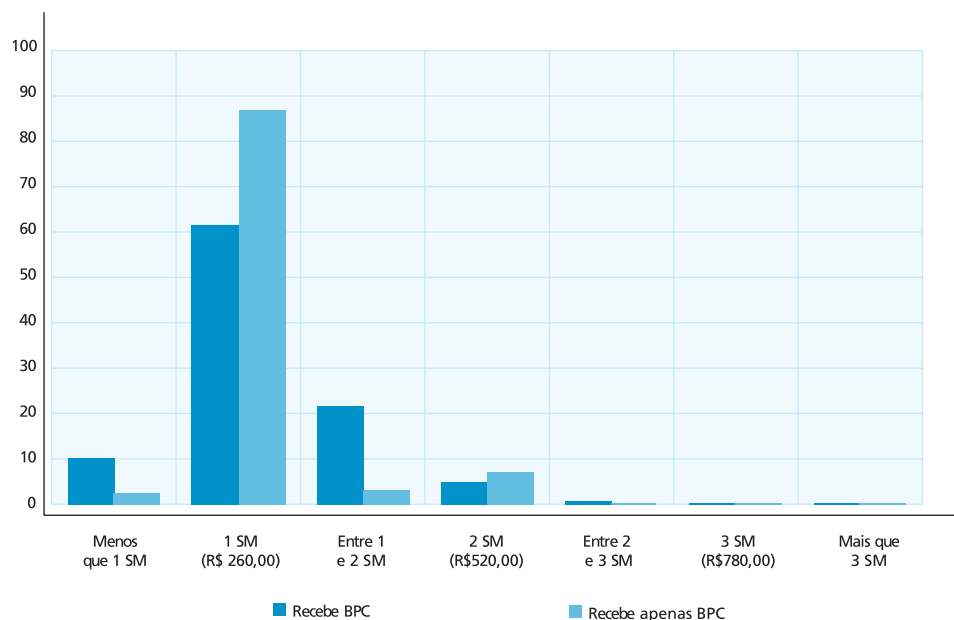
<sup>8</sup> Por aposentadorias e pensões entendem-se aposentadorias e pensões pagas pelo Instituto de Previdência Federal (INSS), por institutos de previdência estadual ou municipal, ou pelo governo federal. Para efeitos deste estudo, as pensões complementares, a complementação ou a suplementação de aposentadoria paga por entidade seguradora ou de participação em fundo de pensão, as pensões de caixas assistenciais e a pensão alimentícia estão agrupadas na categoria “outras pensões”.

<sup>9</sup> Todos os domicílios que declararam receber algum beneficiário do BPC têm valores positivos registrados no componente “outros rendimentos”.

relevante a ponto de enviar os resultados dos estudos de incidência. No entanto, cabe uma observação importante no que se refere à existência de mais de um beneficiário de BPC por domicílio: o Estatuto do Idoso<sup>10</sup> permite que o rendimento do BPC concedido a idosos não entre no cômputo do valor da renda familiar *per capita* de outro idoso, morador no mesmo domicílio, que venha a requerer o benefício; o que pode levar a um acúmulo de BPCs no mesmo domicílio (Medeiros; Diniz; Squinca, 2006).

## GRÁFICO 1

Renda domiciliar total proveniente de “outros rendimentos” dos domicílios com beneficiários do BPC



Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

Nota: O valor do salário mínimo era de R\$ 260,00 em setembro de 2004.

Os valores das transferências providas pelos outros programas podem variar com a composição familiar; e a renda familiar *per capita* pré-programa com o município e sua localização. Dada tal complexidade no cômputo dos valores, assim como a ausência de informações completas, percebe-se que não seria possível aplicar as regras de cada programa à estrutura de “outros rendimentos” segundo as características de cada família (domicílio), a fim de desagregar esse componente da renda. Isso não significa que não haja uma clara prevalência de valores típicos dos programas de transferência de renda: R\$ 7,00 – Auxílio-Gás

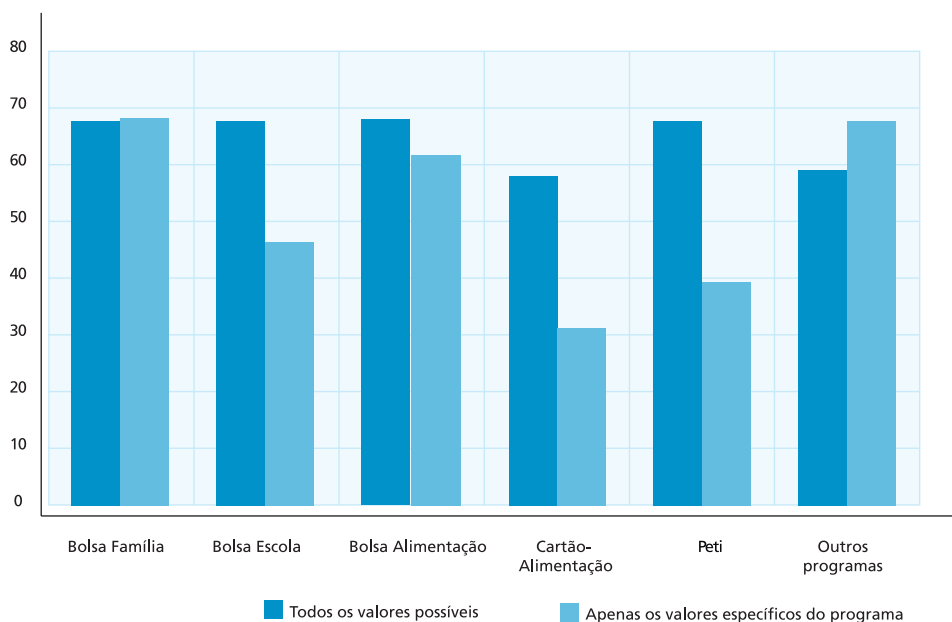
<sup>10</sup> Art. 34, parágrafo único da Lei nº 10.741, de 1º/10/2003.

(no mês); R\$ 15,00 – Bolsa Família e Bolsa Escola; R\$ 50,00 – Bolsa Família e Cartão-Alimentação do Fome Zero; R\$ 25,00 e R\$ 40,00 – Peti; R\$ 95,00 – máximo do Bolsa Família; e assim por diante.

O gráfico 2 mostra a frequência com que valores relacionados aos diversos programas de transferência de renda são declarados na categoria “outros rendimentos”.

## GRÁFICO 2

Frequência dos valores das transferências de diversos programas em “outros rendimentos” do domicílio (Em %)



Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

A barra escura traz a frequência com que valores associáveis a qualquer um dos programas são declarados por beneficiários de cada um dos programas analisados no gráfico. Na segunda coluna (clara), tem-se a frequência com que valores associáveis apenas ao programa em análise são reportados por beneficiários exclusivos desse programa. Ao comparar-se o gráfico 2 com o 1, percebe-se que o BPC é o programa cujos valores declarados na categoria “outros rendimentos” são mais congruentes com o que se deveria esperar, uma vez que ele apresenta um grau de correspondência com os valores esperados que supera em mais de 20 pontos percentuais os valores declarados nos

outros programas. Por esse motivo, separou-se “outros rendimentos” em três subcomponentes pelo BPC. A metodologia é bastante simples, e pode ser facilmente replicada:<sup>11</sup>

1) Caso o domicílio não receba BPC:

- a) Para os domicílios que não têm beneficiários nem do BPC nem dos outros programas de transferência de renda, o montante declarado na entrada “outros rendimentos” é totalmente atribuído ao subcomponente residual, doravante denominado *juros*.<sup>12</sup>
- b) Caso o domicílio não tenha beneficiários do BPC, mas tenha dos outros programas de transferência de renda, e caso o valor registrado em “outros rendimentos” seja maior que um salário mínimo, a renda será dividida em duas partes: uma igual a um salário mínimo (R\$ 260,00), que será creditada no subcomponente *outros programas de transferência de renda*; e outra, igual ao excedente, que será atribuída aos *juros*. Sendo igual ou inferior a um salário mínimo, o valor será inteiramente creditado no subcomponente *outros programas de transferência de renda*. Tal procedimento pode ser considerado conservador, uma vez que toma por princípio que, por mais que se acumulem os diversos programas de transferência de renda, uma família dificilmente conseguirá auferir uma quantia próxima ao salário mínimo.<sup>13</sup> Desse modo, a renda classificada como oriunda de *outros programas de transferência de renda* pode ser identificada como um limite superior para a apropriação desse tipo de renda por parte das famílias (domicílios).

2) Caso o domicílio receba o BPC:

- a) Quando houver valores iguais ou superiores a R\$ 780,00 (três salários mínimos) na categoria “outros rendimentos”, esses serão creditados no subcomponente *BPC* R\$ 780,00; o valor que exceder a isso será creditado em *outros programas de transferência de renda*, até o limite de R\$ 260,00 (como descrito em 1.b), no caso de domicílios que recebem outros benefícios; havendo ainda valor excedente (no caso de domicílios com total superior a R\$ 1.040,00 em “outros rendimentos”), esse será creditado em *juros*. Se o domicílio não recebe outros benefícios, todo o montante acima de três salários mínimos irá para os *juros*.
- b) Quando houver valores entre R\$ 520,00 e R\$ 779,00 na categoria “outros rendimentos”, a renda creditada no subcomponente *BPC* será igual a R\$ 520,00. A diferença entre a renda declarada em “outros rendimentos” e os R\$ 520,00 será atribuída ou ao subcomponente *outros programas de transferência de renda*, se o domicílio recebe qualquer outro programa; ou ao subcomponente *juros*, se o domicílio recebe exclusivamente o BPC.

<sup>11</sup> A rotina para gerar essas novas rendas está à disposição dos interessados.

<sup>12</sup> A rigor, deveria chamar-se “juros e dividendos”, mas chamou-se aqui somente de *juros* para evitar complicação.

<sup>13</sup> Também se fez uma simulação usando como valor de corte metade do salário mínimo de 2004 (R\$ 130,00), e os resultados não apresentaram nenhuma grande divergência em relação aos resultados com o valor de um salário mínimo.

- c) Quando houver valores entre R\$ 260,00 e R\$ 519,00 na categoria “outros rendimentos”, a renda creditada no *BPC* será igual a R\$ 260,00, seguindo-se, para o excedente, a mesma regra de desagregação definida em 2.b.
- d) Quando houver valores abaixo de R\$ 260,00 (um salário mínimo), somente será gerada uma renda *BPC* se o domicílio declará-lo como o único programa de transferência de renda a que tem acesso. Se for declarado o acesso a outros programas, o valor integral será creditado *em outros programas de transferência de renda*. Desse modo, admite-se um erro de declaração apenas nesse caso em que, aparentemente, a renda do *BPC* foi confundida com a de outro programa de transferência de renda.

## **2.4 Sugestões para o aperfeiçoamento da captação dos programas de transferências de renda no formulário da Pnad**

Como demonstrado nas seções anteriores, há uma série de problemas no uso da Pnad para a análise dos programas de transferência de renda. Esses problemas podem ser divididos em dois grupos: os intrínsecos a pesquisas domiciliares e, portanto, sem solução; e os solucionáveis. Os problemas intrínsecos a pesquisas domiciliares de representatividade nacional referem-se ao fato de as amostras das pesquisas não serem desenhadas a fim de captar os beneficiários dos programas de renda, já amplamente discutidos na seção 2.2. Os problemas solucionáveis concentram-se no aperfeiçoamento do questionário e da crítica dos dados primários. A seguir, apresenta-se uma sugestão a fim de aperfeiçoar a forma de captação desse rendimento, e sugere-se a incorporação definitiva do levantamento de dados sobre esses programas ao questionário-base da Pnad.

Considerando-se a experiência chilena com a Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen), bem como a mexicana com a Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (Enigh) na captação do rendimento proveniente dos programas de transferências de renda, acredita-se, aqui, que a Pnad deveria ser adaptada a fim de captar, sistematicamente, esses rendimentos em seu questionário principal. A preocupação com a manutenção da série histórica dos rendimentos parece uma questão menor. A Pnad precisa captar a realidade do País no ano em que ela vai a campo e, para isso, deve utilizar o melhor instrumento possível, e não apenas aquele que permite a manutenção da série histórica.

O argumento da manutenção da série histórica fica comprometido quando se leva em conta que, na crítica dos dados da Pnad 2004, os entrevistadores foram reenviados a campo para coletar a informação de “outros rendimentos” (variável V1273), quando um domicílio declarava ter beneficiário de programa social mas tinha declarado não ter “outros rendimentos”.<sup>14</sup> Obviamente, a ausência desse procedimento, em 2003, deve ter levado a uma subestimação de “outros rendimentos” nesse ano, em comparação com os dados de 2004, o que, por si só, já comprometeria a série histórica. O que se propõe aqui é que o erro de subestimação “controlável” seja reduzido ao mínimo possível, por meio das seguintes alterações:

- 1) Informações sobre se a pessoa é beneficiária de um programa de transferência de renda, e sobre quanto ela recebe desse programa, devem ser coletadas no questionário de indivíduo, e não no questionário de domicílio. Com a diminuição do número de programas de transferências de renda, por causa da unificação de grande parte deles no Bolsa Família, essa mudança não acarretaria um custo tão grande. Além disso, não seria mais necessário perguntar, por exemplo, o número de beneficiários de cada programa no domicílio, no caso de o benefício ser individual, como ocorre em relação ao BPC.
- 2) À pergunta sobre a renda, deve seguir-se a pergunta sobre se a pessoa é beneficiária, ou não, no módulo de captação de rendimentos.
- 3) A pergunta sobre outros rendimentos deveria centrar-se apenas em juros de aplicações financeiras e em dividendos.
- 4) O BPC deve ser captado separadamente, para que se identifique se o benefício é destinado a uma pessoa com 65 anos ou mais, ou a um deficiente.
- 5) Deve-se incluir a Previdência Rural,<sup>15</sup> a Renda Mensal Vitalícia<sup>16</sup> e o Seguro-Desemprego entre os dados a serem captados de forma desagregada.
- 6) É necessário distinguir aposentadorias e pensões do INSS daquelas oriundas do Regime Jurídico Único (RJU), mediante uma pergunta sobre a atividade geradora de tal aposentadoria e pensão.
- 7) Deve-se extinguir a pergunta a respeito de renda advinda do Abono Permanência.

A resistência à inclusão dessas categorias no questionário-base da Pnad não faz sentido se se levar em conta que fontes de renda como o “abono de permanência” (que consiste na restituição da contribuição previdenciária ao servidor público que tenha completado os requisitos para aposentadoria e optado por permanecer em atividade) são captadas na Pnad mediante pergunta específica. A título de curiosidade, vale

<sup>14</sup> A pergunta referente a “outros rendimentos”, formulada no questionário individual da Pnad, foi feita antes das perguntas sobre os programas de transferências de renda, de modo que muitas vezes o pesquisador deixava passar como “não aplicável” a pergunta de “outros rendimentos”, e só mais tarde o entrevistado viria a informar a existência de algum beneficiário de programa social no domicílio. Esse tipo de erro foi captado na crítica, mas falhou para o caso do Bolsa Escola – em parte pelo fato de o beneficiário poder ser um menor de 10 anos que não responde a parte de rendimento do questionário individual – e no caso do Cartão-Alimentação, como discutido na seção 2.3.

<sup>15</sup> A Previdência Rural garante uma aposentadoria para homens e mulheres, de 60 e de 55 anos, respectivamente, que tenham trabalhado no campo, mesmo que não tenham contribuído para a Previdência Social.

<sup>16</sup> O benefício de Renda Mensal Vitalícia (RMV) foi instituído pela Lei nº 6.179/74, e ratificado pelo art. 139 da Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991. A RMV prevê a garantia de um salário mínimo mensal à pessoa portadora de deficiência, bem como ao idoso sem meios de subsistência próprios e sem amparo. A RMV foi extinta com a publicação da Lei nº 8.742/93, que instituiu o Benefício de Prestação Continuada (BPC). A concessão desse benefício cessou a partir de 1º/01/1996, no entanto, há ainda uma parcela de beneficiários que continua a recebê-lo.

registrar que apenas 15 indivíduos na amostra da Pnad 2004 declararam receber esse tipo de benefício, o que mostra nada se ganhar com a permanência dessa pergunta.

Caso as alterações propostas aqui não sejam viáveis em curto prazo, e a forma de captação continue centrada em um suplemento ao questionário de domicílio, faz-se mister incluir o número de ordem do indivíduo beneficiário do programa, a fim de permitir sua identificação no questionário de indivíduo. No caso particular do BPC, em vez das três perguntas feitas em 2004 deve-se formular apenas uma sobre o recebimento do benefício, seguida de outra que permita identificar se o benefício é para uma pessoa idosa ou para uma pessoa deficiente. Ademais, é necessário aperfeiçoar a crítica dos dados a fim de evitar que domicílios com beneficiários deixem de declarar a renda de “outros rendimentos”.

### **3 INCIDÊNCIA E EFEITOS SOBRE DESIGUALDADE E POBREZA**

#### **3.1 Incidência dos programas de transferência de renda**

Para o estudo da incidência dos programas de transferência de renda serão analisadas as curvas de concentração e os índices de concentração da renda proveniente do BPC, da renda proveniente dos outros programas de transferência de renda (Bolsa Família e outros), e da renda proveniente de aposentadorias e pensões cujo valor seja igual ou inferior ao do salário mínimo.

As curvas de concentração indicam a fração acumulada de cada componente, ou subcomponente, da renda apropriada por fração da população, ordenada a partir da renda *per capita*. O índice de concentração é calculado a partir da área entre as curvas de concentração e a reta diagonal que seria obtida se houvesse igualdade na distribuição. A soma dos índices de concentração dos componentes da renda, ponderados pela participação (média) de cada renda na renda total, é igual ao índice de Gini, que, por sua vez, nada mais é que o coeficiente de concentração da renda *per capita* (total).

Em outras palavras, para desenhar uma curva de concentração o pesquisador deve:



- 1) Ordenar a população pela renda total.
- 2) Acumular a população (lembre-se de que está ordenada pela renda total) no eixo horizontal.
- 3) Acumular a grandeza, cuja curva de concentração está sendo desenhada, no eixo vertical.

Quando se quer medir a incidência de um programa, costuma-se fazer a curva de concentração com a renda desse programa excluída da renda total. A racionalidade disso é a mensuração da incidência *ex-ante*, e não *ex-post*. Por exemplo, se um programa social der um milhão de reais à pessoa mais pobre, a curva de incidência dessa transferência será altamente negativa. Já quando o objetivo é medir a concentração da renda de um programa, costuma-se incluir a renda dele na renda total.

No exercício a seguir, trabalha-se com três tipos de renda *per capita*. A primeira é a *per capita* que exclui um componente por vez para analisar a incidência da renda dessa componente da renda. Assim, excluíram-se uma a uma as rendas do BPC, pensões indexadas a um salário mínimo e de outros programas de transferência de renda (doravante chamados apenas de Bolsa Família). A segunda exclui grupos de renda conjuntamente: excluíram-se tanto a renda do BPC como a do Bolsa Família, por exemplo, para analisar a incidência conjunta desses dois componentes, bem como do BPC, do Bolsa Família e da renda de pensões e aposentadorias cujo valor fosse igual ou inferior a um salário mínimo,<sup>17</sup> a fim de se obter uma aproximação do impacto total das transferências de renda. Por fim, serão analisadas as curvas de concentração propriamente ditas, construídas a partir da renda *per capita* total, como explicado no início desta seção. Somente nesse caso a soma dos índices de concentração ponderados pela participação de cada componente na renda total será equivalente ao índice de Gini.

Antes de analisarem-se os gráficos e as tabelas que apresentam os resultados, é importante alertar que a renda *per capita* construída para este trabalho é um pouco diferente daquela divulgada pelo IBGE. A diferença se dá pela adoção do seguinte critério na hora de classificá-las: se um domicílio tem um beneficiário de programa de transferência de renda, mas nenhum de seus residentes declarou um valor em “outros rendimentos” (variável V1273), desconsidera-se esse domicílio para o cálculo da renda *per capita* domiciliar. É interessante observar que isso aconteceu em somente 70 domicílios que declararam receber o Cartão-Alimentação, e em 286 domicílios que declararam receber o Bolsa Escola. Acredita-se que esse procedimento seja o mais apropriado, uma vez que, em relação àquele domicílio que recebeu dinheiro de algum

<sup>17</sup> É importante lembrar que nem toda aposentadoria/pensão no valor do piso da previdência é necessariamente transferência de renda sem contribuição prévia. Todavia, as rendas da Previdência Rural, e de parte do BPC, são captadas nesse componente.



programa, e não o declarou, a renda em “outros rendimentos” deveria ser considerada “não informada”, em vez de “não aplicável”.

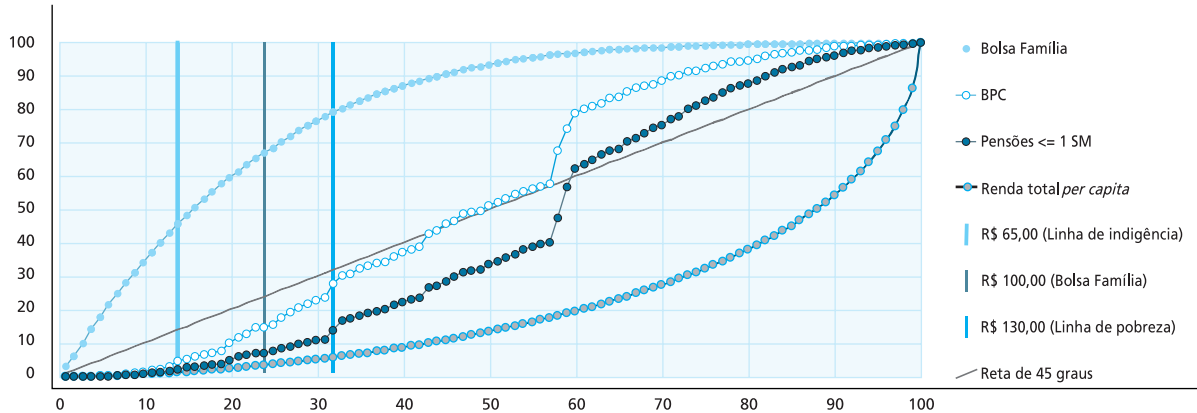
Além da exclusão desse tipo de domicílio, outra diferença pode surgir em decorrência do critério de desagregação das rendas oriundas dos programas de transferência de renda. Como mencionado anteriormente, analisar o grau de incidência dos programas a partir das rendas calculadas pela metodologia já detalhada é diferente de analisar a incidência (ou grau de focalização) dos programas de transferência baseados na renda *per capita* calculada extraindo-se todo o componente de “outros rendimentos” e avaliando-se a incidência apenas com as perguntas sobre se o domicílio tem ou não algum beneficiário do programa, algo que tem sido a regra nos estudos e nas notas divulgados até agora. Na verdade, analisa-se aqui a incidência da renda da transferência. Se cada família recebesse a mesma transferência *per capita*, a análise de incidência da renda seria igual à análise de incidência do programa (distribuição dos beneficiários), mas os valores *per capita* variam com o tamanho do domicílio, com o número de beneficiários do programa, no caso do BPC, e com a renda *per capita* da família e sua composição familiar no caso do Bolsa Família.

Inicia-se, agora, a análise pela incidência do Bolsa Família, e depois apresenta-se a análise de incidência do BPC. Para tanto, opta-se por excluir, do cálculo da renda *per capita*, o valor de cada um dos subcomponentes, um de cada vez (segundo conceito de renda *per capita* discutido) para o ordenamento de todos os componentes da renda. Convém acrescentar que, antes do procedimento, os componentes da renda são somados no nível domiciliar, e divididos pelo número de membros do domicílio, o que os transforma em componentes *per capita*. Doravante, para simplificar a exposição, evitar-se-á o uso da expressão *per capita*, que passa a ser a qualificadora implícita de todos os componentes da renda a serem tratados na análise.

O gráfico 3 mostra a incidência do Bolsa Família, a qual corresponde à linha com marca circular azul clara. A título de curiosidade também foram plotadas as curvas de concentração, tendo-se como base a renda *per capita* líquida do Bolsa Família para o BPC (linha azul com marca circular branca), e das pensões e aposentadorias de valor igual ou inferior a um salário mínimo (curva com marca circular azul escura). Para que se tivesse noção de como é a curva de concentração da renda domiciliar total *per capita*, também ela foi plotada (curva azul com marca circular cinza) no mesmo gráfico. As barras verticais da esquerda para a direita indicam o centésimo da distribuição em que

se atinge pela primeira vez o valor de  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo em 2004 – R\$ 65,00 (linha de “indigência”), o centésimo em que a renda chega a R\$ 100,00 (corte do Bolsa Família) e o centésimo no qual a renda alcança meio salário mínimo – R\$ 130,00 (linha de “pobreza”).

GRÁFICO 3  
Análise de incidência do Bolsa Família



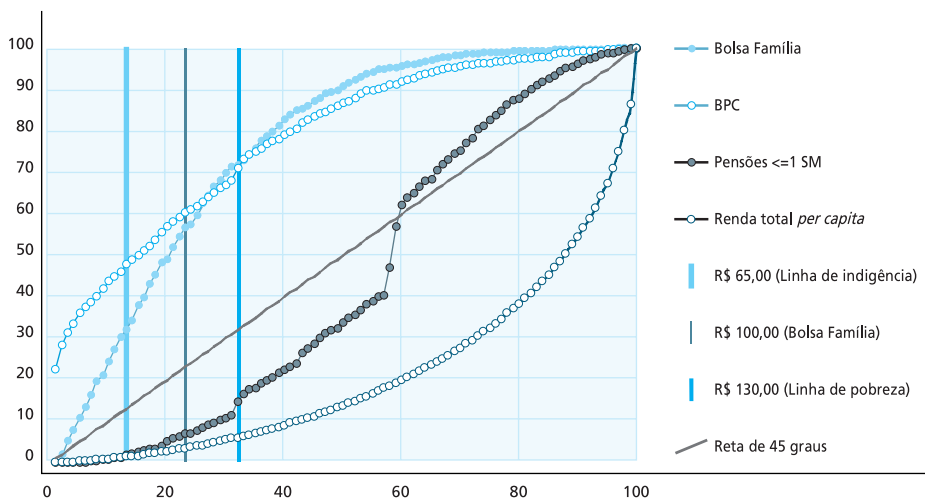
Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

O formato da curva de concentração do Bolsa Família indica um grau de progressividade altíssimo, representado por um coeficiente de concentração negativo, da ordem de  $-59,4$ . A linha de pobreza – que coincide com o 32º centésimo na ausência do programa – indica que 80% da renda transferida, segundo a Pnad, vai para beneficiários que estariam abaixo da linha de pobreza, caso o programa não existisse. Já a população que estaria abaixo da linha de indigência, 14% mais pobre caso o programa não existisse, apropria-se de 48% da renda transferida pelo Bolsa Família. Esses dados revelam um ótimo grau de progressividade – no sentido de que a maior parte da renda vai para os mais pobres – e de focalização desse programa.

O gráfico 4 mostra a incidência do BPC. A renda *per capita* relevante para esse gráfico é a *per capita* líquida das rendas oriundas do próprio BPC. Chama atenção como a curva do BPC muda em relação ao gráfico 1; isso ocorre porque o benefício é suficientemente alto para tirar da indigência e da pobreza um número significativo de famílias. Desse modo, ao desconsiderar-se a renda do BPC no cálculo da renda *per capita*, domicílios que antes não eram classificados como pobres, ou extremamente pobres (indigentes), passam a ser classificados como

tal. Da renda transferida pelo BPC, 72% vai para domicílios abaixo da linha de pobreza, e 50% da renda total vai para domicílios que seriam extremamente pobres ou indigentes na ausência do programa. A tabela 5 mostra que o índice de concentração da incidência da renda do BPC corresponde a -52, o que revela um altíssimo grau de progressividade.

**GRÁFICO 4**  
Análise de incidência do BPC



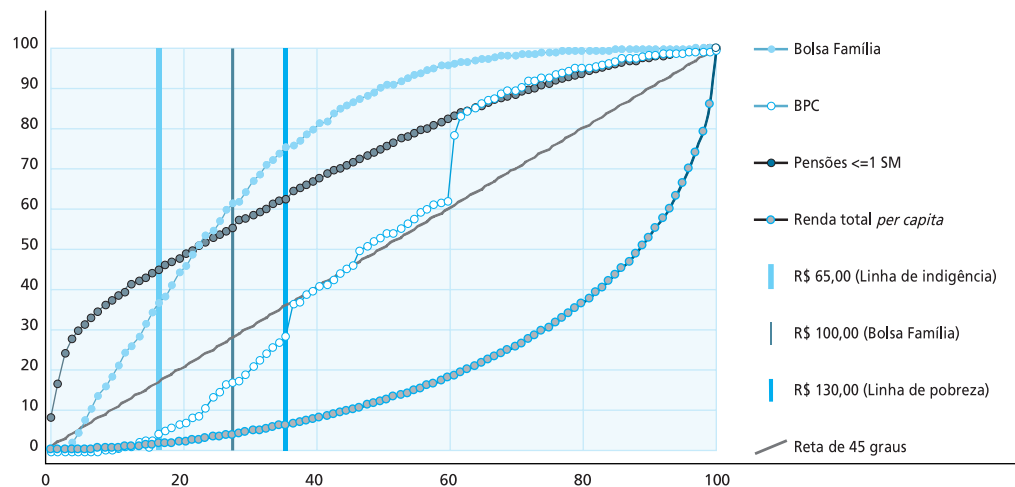
Como mencionado anteriormente, é possível que os beneficiários do BPC o confundam com pensões e aposentadorias vinculadas ao salário mínimo. Nesse sentido, uma parte do BPC que “falta” na Pnad pode estar sendo captada pelo componente “pensões e aposentadorias”. Por esse motivo, também se analisou a incidência das pensões e aposentadorias cujo valor fosse igual ou inferior a um salário mínimo. Ademais, acredita-se que, do ponto de vista da análise distributiva, não faz sentido analisar pensões e aposentadorias como se fossem um componente único da renda. É fundamental identificar as aposentadorias vinculadas ao piso previdenciário, pois, nessa categoria, além do piso do regime geral de Previdência Social são captadas também a Previdência Rural e, provavelmente, parte da renda do BPC cujos impactos distributivos são muito diferentes do restante do Regime Geral de Previdência, bem como do Regime de Previdência dos Servidores Públicos.

O gráfico 5 revela que a exclusão da renda proveniente do piso previdenciário leva a um aumento da população que vive abaixo das

linhas de indigência e de pobreza, uma vez que há uma redução da renda média e das separatrizes dos centésimos (redução essa mais pronunciada para os centésimos mais pobres), o que indica que, na ausência desse tipo de transferência, tanto a pobreza como a indigência seriam muito maiores, da ordem de 36% e de 17%, respectivamente. Mais uma vez, o coeficiente de concentração da incidência da renda é negativo:  $c = -41$ .

## GRÁFICO 5

Análise de incidência de pensões e aposentadorias até um salário mínimo



Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

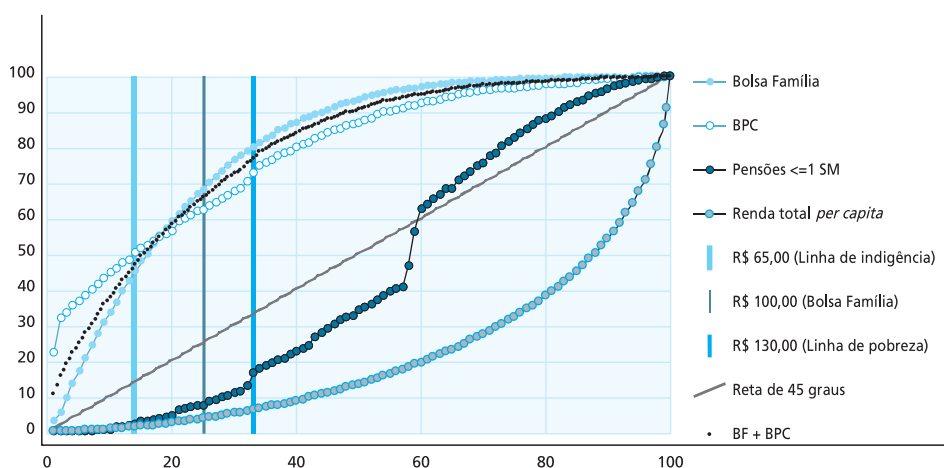
O que aconteceria com as curvas de concentração (incidência) se, em vez de se retirar um programa de cada vez, fossem retiradas, conjuntamente, combinações desses programas? O gráfico 6 traz o que ocorreria se o BPC e o Bolsa Família fossem considerados como uma única política. Note-se que a curva de concentração (incidência) da combinação dos dois (BF+BPC) está mais próxima da curva de concentração do Bolsa Família do que da curva de concentração do BPC. Isso ocorre porque, enquanto o Bolsa Família representa 0,52% da renda total dos domicílios, o BPC representa 0,3% da renda total dos domicílios conforme captados pela Pnad 2004. Desse modo, o peso do Bolsa Família é muito maior na curva de incidência da renda do conjunto (BPC+BF) do que o peso do BPC.

Chama a atenção, no gráfico 6, o fato de as curvas relativas aos componentes da renda atribuídos ao BPC, e ao Bolsa Família, cruzarem-se exatamente no 17º centésimo, logo acima da linha de

indigência (renda domiciliar *per capita* igual a  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo) que corresponde ao 14º centésimo. Isso indica que, nos centésimos extremamente pobres, a renda do BPC é ainda mais concentrada que a renda do Bolsa Família. O 1% mais pobre da distribuição líquida da renda do Bolsa Família, e do BPC, apropria-se de mais de 20% de todo o montante do BPC, mas recebe menos de 5% do Bolsa Família. Como consequência dessa concentração elevada nos extremamente pobres, ao considerar-se a população entre a linha de indigência e a linha de pobreza o oposto ocorre. Na zona entre os percentis 17 e 33, há maior concentração da renda do Bolsa Família do que do BPC. A incidência do BPC apresenta um coeficiente de concentração de -56,89 e, a do Bolsa Família, de -59,13 (ver tabela 5, coluna BF+BPC), o que revela o fato de o Bolsa Família ser marginalmente mais bem focalizado que o BPC, segundo essa definição de incidência conjunta.

## GRÁFICO 6

Análise de incidência Bolsa Família + BPC

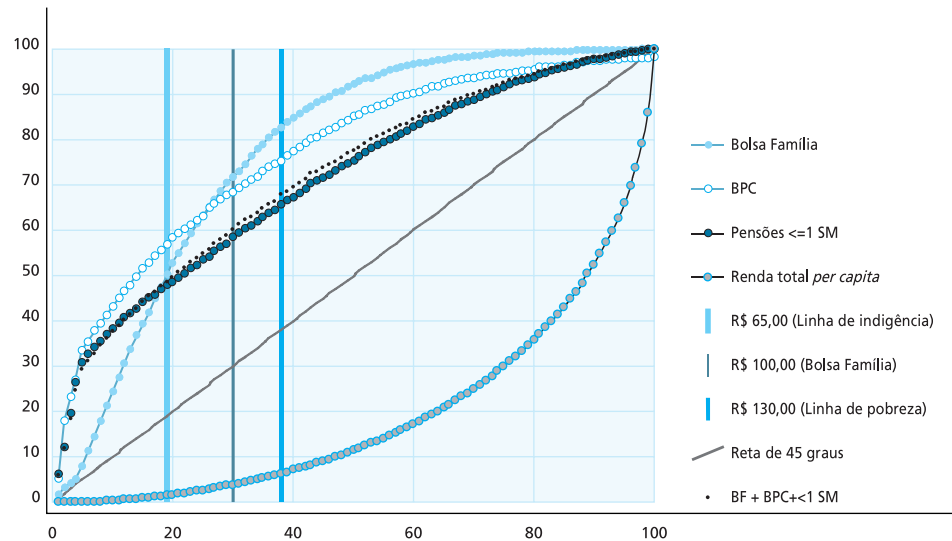


Como parte do BPC pode estar sendo captada por pensões e aposentadorias no valor do piso previdenciário, foram estimadas novamente as curvas de concentração, bem como os índices de concentração, excluindo-se também as aposentadorias e pensões oficiais (governamentais) cujo valor fosse igual ou inferior a um salário mínimo do cálculo da renda *per capita* (o terceiro conceito apresentado na seção anterior), além do BPC e do Bolsa Família (BF+BPC+<=1 SM). O gráfico 7 mostra que o formato da curva de concentração (incidência)

da renda do componente conjunto (BF+BPC+<=1 SM) é totalmente dominado pela curva de concentração (incidência) de pensões e aposentadorias vinculadas ao salário mínimo. Isso ocorre porque esse componente é responsável por 4,6% da renda total reportada pela Pnad, enquanto o Bolsa Família e o BPC, somados, correspondem a menos de 1%.

### GRÁFICO 7

Análise de incidência do Bolsa Família + BPC + pensões e aposentadorias até um salário mínimo



Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

O gráfico 7 revela duas diferenças básicas em relação ao gráfico 6. Primeira: a curva de concentração (incidência) da renda proveniente de pensões e de aposentadorias oficiais vinculadas ao salário mínimo se sobrepõe à curva de concentração do BPC, até o 5º centésimo, e permanece acima da curva de concentração (incidência) do Bolsa Família até o 18º centésimo. Segunda: a curva de concentração (incidência) do BPC permanece acima da curva de concentração (incidência) do Bolsa Família até o 28º centésimo, e, para os centésimos superiores, tais curvas não se distanciam tanto como ocorre no gráfico 6. Essa diferença faz que a área total entre a curva de concentração (incidência) e a reta de 45 graus seja um pouco maior para a renda proveniente do BPC do que para a renda proveniente do Bolsa Família. Desse modo, ao ignorar-se as rendas de pensões e aposentadorias vinculadas

a um salário mínimo no cálculo da renda domiciliar *per capita*, bem como a renda do BPC e do Bolsa Família, o índice de concentração (incidência) do BPC torna-se menor (-56,6) que o índice de concentração (incidência) das “outras transferências” (-53,9), o que indica que, ao excluïrem-se da renda também as pensões e aposentadorias vinculadas ao piso da previdência, o BPC torna-se um pouco “mais bem focalizado” do que os outros programas de transferência de renda.

TABELA 5

Índices de concentração (incidência) da renda das diversas fontes de renda para diferentes rendas *per capita*

	Renda <i>per capita</i> total (análise <i>ex post</i> )	Índices de concentração (incidência)					
		Excluindo (análise <i>ex ante</i> ):					
		BF	BPC	<=1 SM	BF+BPC	BF+BPC+<1 SM	BPC+<1 SM
Pensão <=1 SM	11,7	12,0	11,8	-40,9	11,8	-41,8	-41,3
Bolsa Família	-52,1	-59,4	-52,0	-47,5	-59,1	-53,9	-47,2
BPC+BF					-58,2		
BPC+BF+<1 SM						-43,6	
BPC+<1 SM							-42,1

Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

A análise de incidência da renda do BPC mostrou que esse programa tem uma surpreendente capacidade de atender aos extremamente pobres. Isso em razão de o conceito de família, prescrito pela lei para o cálculo da renda familiar *per capita*, garantir a elegibilidade para o programa. A família é definida a partir do conceito previdenciário que inclui os seguintes parentes do requerente do benefício: cônjuge ou companheiro; pais; filhos ou enteados de até 21 anos, ou inválidos, bem como os equiparados, inclusive o enteado e o menor tutelado; e irmãos menores de 21 anos ou inválidos. Por esses critérios, alguns membros da família com mais de 21 anos não entram no cômputo da renda familiar *per capita*, nem como provedores de renda no numerador, nem como usuários dessa renda no denominador.

Conseqüentemente, apesar de a renda familiar *per capita* utilizada como critério de elegibilidade ao BPC ( $\frac{1}{4}$  do salário mínimo, o que correspondia a R\$ 65,00 em 2004) ser menor do que a renda exigida pelo Bolsa Família no mesmo ano (R\$ 100,00), seu cálculo – graças a um conceito de família diferenciado – não permite comparabilidade entre os dois valores. Portanto, uma família que, de acordo com o critério da lei, tenha uma renda familiar *per capita* de R\$ 65,00 pode, na

verdade, conforme os dados da Pnad e sua ordenação aqui utilizada, ter uma renda *per capita* superior a esse valor. Desse modo, a crítica comum de que a capacidade de focalização dos gestores do BPC é pior que a dos gestores do Bolsa Família carece de base real. A crítica não deveria ser direcionada à gestão do programa, que, segundo ela, não conseguiria “avaliar bem quem é pobre”; e sim aos critérios legais do programa, que, atualmente, permitem que pessoas com uma situação financeira familiar relativamente segura possam, plenas de direito, pleitear o benefício. É opinião dos autores deste estudo que os conceitos de família devam ser homogeneizados seguindo o critério do Bolsa Família, a fim de fechar essa brecha legal que, todavia, parece não estar sendo explorada.

Ainda no que se refere à análise de incidência, vale salientar que, neste tipo de análise, o uso das linhas de indigência, de pobreza e dos critérios de seleção do Bolsa Família não visa a escrutinar as famílias para julgar quem merece ou não o benefício. É importante observar que o critério de renda não pode ser utilizado de maneira cega nem para eleger ou retirar famílias do programa, e tampouco para avaliá-lo. Se um programa, o Bolsa Família por exemplo, prevê ações estruturantes e/ou condicionalidades que visam a melhorar o capital humano da família, de modo que ela possa romper com a transmissão intergeracional da pobreza e viabilizar as famosas “portas de saída”, então um choque positivo de renda (quando um membro do domicílio consegue aumentar sua renda por meio do trabalho, o que pode revelar-se transitório, dada a alta taxa de rotatividade observada no mercado de trabalho brasileiro) não deveria ser motivo para a exclusão automática da família. A exclusão de família por conta de um pequeno aumento transiente da renda poderia, isto sim, gerar incentivos à “dependência”, fenômeno que assusta muitos comentaristas desse tipo de programa. As famílias beneficiadas devem ter segurança de que poderão contar com o auxílio enquanto permanecerem vulneráveis, para que sejam efetivamente incentivadas a superar, definitivamente, os determinantes da vulnerabilidade.

Por fim, para uma visão geral da contribuição dos programas de transferências de renda para a queda da desigualdade verificada no período de 1995 a 2004, apresenta-se o gráfico com a renda domiciliar *per capita* total (trata-se do primeiro conceito estabelecido na seção anterior, segundo o qual essa renda é calculada em se usando todas as fontes de rendimento). O gráfico 8 mostra que enquanto a curva de concentração do Bolsa Família permanece acima da linha de 45 graus,



não só a curva do BPC, como também, e principalmente, a curva das pensões e aposentadorias indexadas ao salário mínimo situam-se, por um bom trecho da distribuição, abaixo da linha de 45 graus. Isso ocorre por causa da grande diferença entre os valores dos benefícios, pois, ao mesmo tempo que o BPC e as pensões e aposentadorias do piso previdenciário têm um valor igual a um salário mínimo, as outras transferências de renda têm um valor que (teoricamente) não pode ser superior a 37% do valor do salário mínimo (R\$ 95,00 seria o valor máximo do Bolsa Família, desconsiderando-se possíveis complementações por parte dos governos estaduais e/ou municipais).

A interpretação dessa diferença da concentração do BPC e das aposentadorias e pensões vinculadas ao salário mínimo é, quando considerados os rendimentos dessas fontes na renda domiciliar, inequívoca: enquanto o BPC e as pensões e aposentadorias vinculadas ao salário mínimo são capazes de tirar grande parte das famílias beneficiadas da indigência e da pobreza, os outros programas de transferências de renda melhoram a situação dessas famílias sem contudo deslocá-las, necessariamente, para acima da linha de pobreza, o que leva a crer que o impacto dos outros programas de transferência de renda é maior sobre a intensidade da pobreza do que sobre a proporção de pobres.

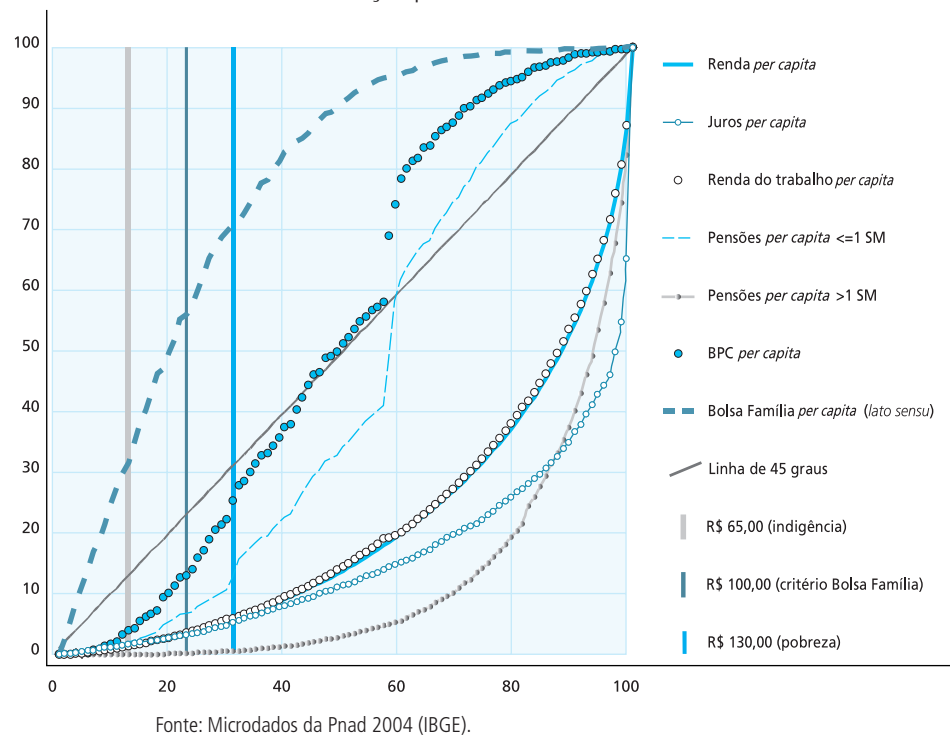
Observe, no gráfico 8, que a linha de indigência se situa, agora, no 13º centésimo e, a de pobreza, no 31º centésimo. Comparando-se os pontos em que tais linhas cortam a distribuição da população com os mesmos pontos no gráfico 6, pode-se concluir que os programas de transferência de renda (BPC e Bolsa Família) são responsáveis por uma redução de 2 pontos percentuais na proporção de pobres e de indigentes. Acrescentando-se o gráfico 7 na comparação, pode-se afirmar também que as aposentadorias e pensões vinculadas ao mínimo são, por sua vez, responsáveis por uma redução de 5 pontos percentuais, tanto na proporção de pobres quanto na de indigentes. Resumindo, as aposentadorias e pensões vinculadas ao piso previdenciário, o BPC e os demais programas de transferência são diretamente responsáveis por uma redução de 7 pontos percentuais na pobreza e na indigência. Isso quer dizer que, em um cenário contrafactual, no qual esses programas não existissem, a proporção de extremamente pobres seria de 19%, e, a de pobres, de 38%; em vez dos 12% e 31% observados, respectivamente, em 2004.

Voltando-se à concentração dos diferentes componentes, torna-se interessante observar que o componente mais concentrado é o referente à renda de juros, com um índice de concentração de 68,60;

embora o componente pensões e aposentadorias superiores ao piso previdenciário seja mais concentrado, com um índice de concentração de 75,78. O tipo de renda mais concentrado é a renda proveniente de alugueis, com índice de concentração de 77,80, embora essa não esteja representada no gráfico 8; e pelo componente de renda residual, o qual se associa, por sua vez, ao componente juros, cujo índice de concentração é de 68,75. Observe, entretanto, que as curvas de concentração desses três componentes se cruzam – daí a necessidade de avaliação dos índices de concentração –, sendo a renda de juros particularmente importante para os centésimos superiores da população acumulada (particularmente para os 6% mais ricos), apesar de ser o menos regressivo dos três componentes mais concentrados.

## GRÁFICO 8

Curvas de concentração para todas as fontes de renda<sup>18</sup>



<sup>18</sup> Para melhor visualização das curvas, excluíram-se aquelas referentes a alugueis, a transferências privadas e a outras pensões e aposentadorias. Na tabela 6, no entanto, são reportados todos os coeficientes de concentração.

A renda domiciliar *per capita* apresenta um índice de concentração (coeficiente de Gini) muito similar ao da renda proveniente do trabalho, 57,20 e 56,40, respectivamente. Já a renda proveniente de transferências interdomiliares (doações), essa tem um índice de concentração de 47,42, ao passo que o índice das outras pensões e aposen-

tadorias é superior ao da renda domiciliar *per capita*: 58,04. Na subseção 3.3, far-se-á a decomposição da variação do índice de Gini entre 1995 e 2004, para captar a participação de cada um dos componentes de renda – tanto a variação da participação de cada componente na renda total como a variação no índice de concentração – na queda da desigualdade do período em análise.

TABELA 6  
Correlação entre diferentes fontes de renda

	Trabalho	Pensão <= 1 SM	Pensão > 1 SM	Outras pensões	Aluguéis	Transf. privadas	BPC	Bolsa Família	Juros
Trabalho	1.000								
Pensão <= 1 SM	-0,102 0,000	1.000							
Pensão > 1 SM	0,042 0,000	-0,038 0,000	1.000						
Outras pensões	0,012 0,000	-0,015 0,000	0,044 0,000	1.000					
Aluguéis	0,096 0,000	0,004 0,155	0,070 0,000	0,013 0,000	1.000				
Transf. privadas	-0,007 0,015	0,006 0,060	0,005 0,093	0,012 0,000	0,004 0,154	1.000			
BPC	-0,038 0,000	0,013 0,000	-0,015 0,000	-0,006 0,053	-0,005 0,115	-0,002 0,494	1.000		
Bolsa Família	-0,128 0,000	-0,049 0,000	-0,065 0,000	-0,019 0,000	-0,023 0,000	-0,016 0,000	0,002 0,515	1.000	
Juros	0,065 0,000	-0,007 0,017	0,051 0,000	0,089 0,000	0,085 0,000	0,001 0,774	0,001 0,707	-0,009 0,004	1.000
Renda <i>per capita</i>	0,890 0,000	-0,044 0,000	0,433 0,000	0,149 0,000	0,244 0,000	0,056 0,000	-0,025 0,000	-0,137 0,000	0,203 0,000

Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

Para uma idéia da correlação entre as diversas fontes de renda, bem como para realizar um primeiro teste de robustez de nossa metodologia de desagregação, a tabela 6 mostra as correlações entre as diversas fontes de rendimentos e seu *p-valor*. *P-valores* iguais ou inferiores a 0,050 indicam que a correlação é significativa a 5% de significância. As correlações mais interessantes nessa tabela são:

- 1) A correlação negativa, e estatisticamente significante, entre a renda do trabalho e as rendas do Bolsa Família, de pensões e aposentadorias até um salário mínimo e do BPC, sendo a associação negativa mais forte aquela com a renda do Bolsa Família; esse resultado indica que a renda do Bolsa Família é preponderante em domicílios com menor participação da renda do trabalho.

- 2) A correlação negativa, e estatisticamente significativa, entre renda do Bolsa Família e renda de pensões e aposentadorias até um salário mínimo.
- 3) A correlação positiva, e estatisticamente significativa, entre a renda do BPC e a renda de outras pensões e aposentadorias;
- 4) A correlação positiva, mas estatisticamente não significativa, entre o Bolsa Família e o BPC.<sup>19</sup>
- 5) A preocupante correlação positiva entre juros e o BPC – que poderia indicar problemas em nossa estratégia de desagregação dos rendimentos – a qual é, porém, muito baixa, e, felizmente, não é estatisticamente significativa; esse resultado é um primeiro indício de que nossa desagregação de “outros rendimentos” não está introduzindo um erro sistemático na decomposição da renda (na próxima subseção é apresentado um teste de robustez mais fino da nossa desagregação do componente “outros rendimentos”).

### 3.2 Análise de robustez da desagregação do componente “outros rendimentos”

A fim de analisar a robustez da desagregação do componente “outros rendimentos”, será utilizada a distribuição desse componente em 1995 (em valores de 2004) como parâmetro de referência.<sup>20</sup> Assume-se, aqui, que as rendas médias reais de “outros rendimentos” (juros) apropriados por cada centésimo da população não sofreram alteração entre 1995 e 2004 e, assim, extrai-se o componente da renda referente aos “programas de distribuição de renda” como a diferença, em valores reais, entre as duas distribuições:

$$(BPC + BFdif1995)_{2004}^p = OR_{2004}^p - OR_{1995}^p \quad (1)$$

em que  $OR$  são os outros rendimentos em valores reais de 2004, e  $p$  representa o centésimo da distribuição. Vale notar que não se trabalhará separadamente com o BPC e o Bolsa Família, pois o resíduo consistirá na renda conjunta desses dois componentes. Caso a subtração entre os dois componentes seja negativa, assume-se uma renda de “programas de transferência de renda” igual a zero, e é provável que isso aconteça nos últimos centésimos da distribuição.

O gráfico <sup>921</sup> mostra que, supondo-se que a renda média de juros apropriada por cada centésimo tenha se mantido constante em termos reais, a curva de concentração da renda proveniente de outras transferências calculada por meio da metodologia ora proposta (BPC+BF 2004) é suavemente mais progressiva que a curva de concentração

<sup>19</sup> Vale notar que o Bolsa Família se correlaciona negativamente com todas as outras fontes de rendimento, exceto com a do BPC.

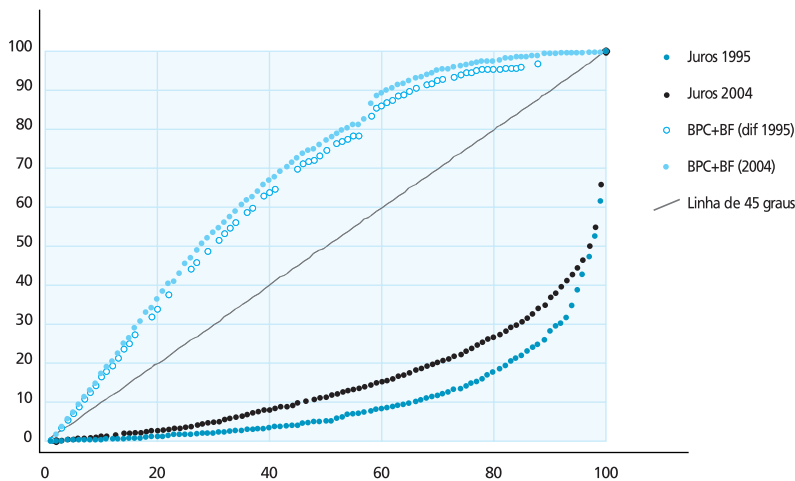
<sup>20</sup> O ano de 2005 foi o escolhido por ser aquele imediatamente anterior ao início da implementação do BPC, de modo que se pode considerar que o componente “outros rendimentos” esteja captando, basicamente, juros e dividendos.

<sup>21</sup> Para compatibilizar os dados de 2004 com os dados de 1995, note que foi necessário descartar as informações referentes ao Norte Rural (com exceção do Estado de Tocantins), uma vez que só a partir de 2004 essa região passou a fazer parte da amostra da Pnad.

fornecida pela simulação (BPC+BF dif 1995). O índice de concentração para a presente metodologia é de -36,18, e, para a metodologia com a simulação, de -31,42.

## GRÁFICO 9

Curvas de concentração dos programas de transferência de renda e de juros (resíduo)



Fonte: Microdados da Pnad 2004 (IBGE).

No caso da simulação dos juros, utilizando-se a presente metodologia observa-se uma redução significativa no grau de concentração para 2004. Contudo, é importante destacar que grande parte disso se deve a uma redução considerável no número de pessoas que declararam renda proveniente de “outros rendimentos” nos décimos mais elevados da distribuição. Entre os 5% mais ricos, a proporção de pessoas em domicílios que não declararam renda de “outros rendimentos” foi 7% maior em 2004. Entre os 10% mais ricos, essa possível queda na declaração de renda de juros (assumindo-se que entre os 10% mais ricos o número de beneficiários do BPC e dos outros programas seja ínfimo) foi de 6%. Esse fator pode indicar que as pessoas mais ricas declararam menos os rendimentos de juros em 2004, o que explicaria a diferença entre as curvas de concentração de juros baseadas na nossa metodologia e a curva de concentração baseada na simulação de que a média dos juros reais por centésimos teria se mantido constante.

De todo modo, a comparação entre as curvas de concentração dos programas de transferência de renda, tanto as calculadas com essa

nossa metodologia como as calculadas com a simulação que assume juros constantes, revela resultados bem próximos, indicando, assim, que não se deve estar cometendo nenhum grande erro com a desagregação dos rendimentos.

### 3.3 Decomposição dos efeitos sobre a desigualdade – 1995-2004

A recente redução da desigualdade já é fato conhecido. Essa queda se acelerou a partir de 2001, e uma parcela importante dela pode ser atribuída ao componente “outros rendimentos”, o qual duplicou sua participação na renda total que era, e continua sendo, bastante reduzida, e cujo grau de concentração caiu de forma bastante acentuada. Soares (2006) atribui 25% da queda da desigualdade a mudanças no componente “outros rendimentos”. Nesta seção, busca-se aprofundar a investigação realizada por Soares lançando-se mão da metodologia de desagregação de “outros rendimentos” para separar os efeitos do *BPC*, dos *outros programas de transferências* e dos *juros* na redução da desigualdade.

No entanto, em vez de focar a redução da desigualdade no período 2001-2004, como tem sido comumente realizado, a presente análise se concentrará no período de 1995 a 2004. Acredita-se, aqui, que a melhor linha de base para que se avalie o efeito do *BPC* e do *Bolsa Família* seja 1995, isto é, o ano imediatamente anterior à implementação do *BPC*. Além disso, a utilização de 2001 implicaria identificar múltiplos dos vários programas de transferência de renda, o que, como se viu pelo gráfico 2, não é trivial nem para o ano de 2004, para o qual se dispõe da informação sobre a incidência dos programas no domicílio.

Outro fator que afeta a comparabilidade das rendas provenientes dos programas de transferência de renda entre 2001 e 2004 é o fato de os instrumentos para levantamento de dados não serem os mesmos nesses anos: o questionário foi modificado, em 2004, com a inserção do suplemento sobre as transferências, das instruções para os entrevistadores e do processo de crítica da variável “outros rendimentos”. Desse modo, a melhor linha de base para a investigação de efeitos da mudança nessa variável causada pelos programas de transferência de renda é um ano em que, com certeza, esses programas não estavam sendo captados pela pesquisa domiciliar, ou seja, 1995.

É importante observar que as correções feitas nas variáveis de renda afetam a comparabilidade dos dados a seguir apresentados com

os dados dos estudos já realizados sobre a redução da desigualdade. Por exemplo: se se trabalhar com a amostra sem os ajustes descritos na seção 2, e excluir-se o Norte Rural para manter a comparabilidade com 1995, o índice de Gini cairá de 59,9 para 56,8, de 1995 a 2004. Contudo, se se trabalhar com a amostra ajustada para tratar os dados dos programas de transferência de renda de modo desagregado, essa queda será ligeiramente menor, uma vez que, em se considerando o mesmo período, o índice de Gini cairá de 59,9 para 57,1.

No entanto, para fins de desagregação de “outros rendimentos”, acredita-se ser aconselhável trabalhar com a amostra que exclui a informação dos domicílios que, apesar de declararem receber algum benefício de programa de transferência de renda, apresentavam casos de *missing* do tipo “não aplicável” na variável “outros rendimentos”.

De acordo com Shorrocks (1982), o coeficiente de Gini pode ser facilmente decomposto em duas partes: o coeficiente de concentração de cada componente da renda com relação à renda total, e o peso de cada renda na renda total, conforme já mencionado na seção 3. Desse modo, pode-se escrever a seguinte decomposição:

$$G = \sum_k c_k \mu_k \quad (2)$$

em que  $G$  é o índice de Gini,  $c_k$  representa o coeficiente de concentração da renda do tipo  $k$  com relação à renda total, e  $\mu_k$  refere-se à porcentagem da renda  $k$  na renda total.

A tabela 7 traz os dados da participação de cada componente na renda total, bem como o coeficiente de concentração de cada um deles para os anos de 1995 e de 2004. Entre as mudanças na participação da renda que mais chamam a atenção estão: a redução da participação da renda do trabalho; o grande aumento da participação da renda proveniente das aposentadorias e pensões, particularmente das que estão acima do piso previdenciário (um salário mínimo); e o aumento da participação dos “outros rendimentos”, cujo incremento se deveu basicamente aos programas de transferência de renda. Com relação aos índices de concentração, chama a atenção: a redução do índice de concentração da renda do trabalho; o caráter fortemente progressivo (“pró-pobre”) da renda proveniente dos programas de transferência de renda com índices de concentração negativos; e o aumento do coeficiente de concentração da renda proveniente de aposentadoria.

TABELA 7  
Renda média como proporção da renda total

	Participação na renda total		Índice de concentração	
	1995	2004	1995	2004
Renda total	100%	100%	59,9	57,1
Renda do trabalho	82,0%	72,6%	59,4	56,3
Pensões <= 1 SM	2,3%	4,6%	1,9	11,1
Pensões > 1 SM	11,0%	16,5%	69,9	75,5
Outras pensões	0,9%	1,6%	64,9	57,8
Transferências privadas (doações)	0,6%	1,1%	39,8	47,6
Aluguéis	2,2%	1,9%	81,2	77,7
Juros (resíduo)	0,9%	0,9%	78,9	68,6
BPC	0,0%	0,3%	0,0	-6,3
Outros programas	0,0%	0,5%	0,0	-52,7

Fonte: Microdados Pnad 2004 (IBGE).

É possível decompor a mudança no coeficiente de Gini segundo o peso na renda total e o coeficiente de concentração de cada renda. Inicia-se com a fórmula do produto:

$$\Delta G = \sum_k \bar{c}_k \Delta \mu_k + \bar{\mu}_k \Delta c_k \quad (3)$$

O primeiro termo do somatório é o efeito composição de rendas, e, o segundo, o coeficientes de concentração. É possível, ainda, individualizar a contribuição de cada renda  $k$  segundo a fórmula:

$$\sum (\bar{\mu}_k \Delta c_k + \bar{c}_k \Delta \mu_k) - \sum \bar{G} \Delta \mu_k \quad (4)$$

O primeiro termo representa o quanto o Gini total muda em razão de uma variação na concentração de uma renda, ou efeito concentração; e o segundo representa, por sua vez, o quanto o índice muda em razão do aumento ou da diminuição do peso de uma renda, ou efeito composição de rendas. Vale notar que a mudança no peso da renda é multiplicada pela diferença entre o coeficiente de concentração e o Gini total, e não apenas pelo coeficiente de concentração.

A tabela 8 mostra que a maior parte da queda no coeficiente de Gini ocorreu em decorrência do efeito concentração. São também expressivos, na tabela 8, o efeito concentração dos rendimentos do trabalho, que levou a uma queda de 2,39 pontos no Gini de 1995 a 2004 (85% do efeito total); bem como o efeito renda das aposentadorias e pensões indexadas, que levou a uma queda de 1,19 pontos (32% do efeito total).<sup>22</sup>

<sup>22</sup> Note que as contribuições positivas para a redução da desigualdade somam mais de 100%; isso ocorre em razão de contribuição negativa das pensões e aposentadorias acima de um salário mínimo. Esse foi o único componente da renda que atuou no sentido de aumentar as desigualdades.



Para que a decomposição entre dois anos seja precisa, deve-se usar a média do coeficiente de concentração e do peso da renda na renda total. Isso quer dizer que é possível calcular os dois efeitos para o Bolsa Família e o BPC. No entanto, acredita-se que a interpretação fica um tanto difícil, uma vez que nem um nem outro existiam em 1995. Portanto, para rendas inexistentes em um dos dois anos do período se considerará apenas o efeito total. Segundo essa definição, o efeito do Programa Bolsa Família levou a uma queda de 0,571 (21% do efeito total), e o efeito renda do BPC levou a uma queda de 0,184 pontos de Gini (7% do efeito total).

## TABELA 8

Decomposição da variação no valor absoluto do coeficiente de Gini – 1995-2004

	Efeito concentração	Efeito renda	Efeito total	Participação
Gini (renda total)	-1,64	-1.103	-2,743	100%
Renda do trabalho	-2.393	0,057	-2.336	85%
Pensões <= 1 SM	0,317	-1.195	-0,878	32%
Pensões > 1 SM	0,771	0,774	1.545	-56%
Outras pensões	-0,089	0,02	-0,069	3%
Transferências privadas (doações)	0,065	-0,078	-0,013	0%
Aluguéis	-0,074	-0,073	-0,147	5%
Juros	-0,092	0,002	-0,09	3%
BPC			-0,184	7%
Outros programas (Bolsa Família)			-0,571	21%

Fonte: Microdados Pnad 2004.

Note que o único componente da renda em que ambos os efeitos, concentração e renda, atuaram no sentido de contrarrestar a queda da desigualdade foi o das pensões e aposentadorias acima de um salário mínimo. O BPC, como já destacado na seção 3, não contribuiu tanto quanto o Bolsa Família para a redução da desigualdade, apesar de ter a capacidade – que o Bolsa Família não tem – de deslocar as famílias dos beneficiários levando-as para acima da linha de indigência e/ou da linha de pobreza.

## 4 CONCLUSÕES

Os programas brasileiros de transferência direta de renda, à população de baixa renda, são importantes porque sem eles dificilmente

a erradicação da pobreza e a redução da desigualdade a níveis toleráveis serão possíveis em um horizonte de tempo razoável. Mesmo sem terem uma longa história, e tampouco atingirem toda a população elegível, eles têm tido o condão de aliviar, ou de sanar, a pobreza de milhões de brasileiros. Embora esses programas não consistam, seguramente, em uma solução única e permanente para os problemas sociais do País, não há dúvida de que devem fazer parte de qualquer proposta séria de promoção de uma sociedade mais justa.

A análise dos efeitos distributivos de tais programas contribui para a correção de suas deficiências, bem como para o planejamento de sua expansão futura. Além disso, ela é um componente essencial de qualquer estimativa de custo que venha a subsidiar o planejamento orçamentário de estratégias de combate à pobreza e à desigualdade. Todavia, até recentemente as informações disponíveis para esse tipo de análise eram escassas.

O quadro de falta de informações foi parcialmente revertido com a publicação da Pnad 2004. Esse levantamento traz dados que permitem analisar o impacto dos programas brasileiros de transferências diretas de renda sobre os níveis e a distribuição de rendimentos no Brasil. Além do tradicional questionário sobre rendimentos do trabalho, de aposentadorias, de pensões, de aluguéis, de rendimentos de capital, e de algumas outras fontes, a Pnad 2004 coletou também informações sobre o recebimento de transferências dos principais programas brasileiros, em particular do BPC, do Bolsa Escola, do Bolsa Família, do Auxílio-Gás e do Cartão-Alimentação do Programa Fome Zero, além de outros programas de menores proporções.

Porém, em razão da forma como os dados foram coletados a análise de cada programa tornou-se uma tarefa complexa. O levantamento dos programas de transferências foi feito por meio de um questionário suplementar, o qual se mostrou parcialmente inadequado para o objetivo a que se propunha. As questões diziam respeito apenas à existência de beneficiários dos programas no domicílio, e não identificavam o beneficiário. Além disso, o registro das transferências recebidas foi, paradoxalmente, feito no mesmo campo em que se registra o recebimento de rendimentos de aplicações financeiras e, portanto, não distingue o programa que originou a transferência.

Assim, embora seja relativamente simples identificar um domicílio em que tenha havido o recebimento, por exemplo, do BPC e do Bolsa Família, não é possível dizer diretamente quais foram os beneficiários desses programas, ou quanto do recebimento coube a cada

programa. Também não é possível determinar se o montante recebido teve origem nas mais progressivas transferências do Estado, os programas de combate à pobreza, ou nas mais regressivas, entre elas as remunerações do mercado financeiro.

Para contornar esse obstáculo, desenvolveu-se uma metodologia de imputações que permite identificar, com qualidade razoável, alguns dos programas de origem dos rendimentos. Fundamentalmente, a metodologia aqui proposta distingue os rendimentos oriundos do BPC daqueles provenientes dos demais programas de transferência. As análises baseadas na Pnad 2004 têm, em sua maioria, a meta de permitir inferências sobre os programas atuais. Como ocorreu um grande processo de unificação dos programas em torno do Bolsa Família, à exceção do BPC e de alguns outros de menor destaque, a presente metodologia é particularmente adequada a esse tipo de inferência.

Boa parte dos estudos sobre o tema, realizados até o momento, não distingue juros de transferências sociais, nem identifica o programa de origem das transferências. Neste estudo, porém, faz-se a distinção e analisa-se a contribuição dos principais programas para a redução da desigualdade no Brasil. Essa distinção é particularmente útil para que se entenda o que está por trás da queda sistemática da desigualdade na distribuição dos rendimentos pessoais observada entre 1995 e 2004.

Em termos de cautelas com relação à metodologia ora utilizada, o maior aviso, dado já muitas vezes, é que a Pnad pode ser imprópria para a estimativa de valores absolutos. No entanto, a Pnad 2004 parece reproduzir bem, em termos relativos, a distribuição dos beneficiários e respectivas características. No que diz respeito, por exemplo, à distribuição regional dos beneficiários, ou, ainda, à distinção das modalidades deficiência e idade, do BPC, a Pnad apresenta poucas divergências em relação aos Registros Administrativos.

Todavia, ainda que a Pnad possa ser tomada como uma boa referência para comparações de valores relativos não é demais manter a ressalva quanto à vulnerabilidade das conclusões baseadas neste levantamento. A verdade é que, enquanto a coleta dos dados da Pnad, bem como a coleta e a compilação de informações nos Registros Administrativos, não forem melhoradas, a precisão das afirmações sobre os efeitos das transferências estará comprometida. Porém, dada a subestimação dos beneficiários não seria absurdo especular que, caso houvesse acesso a melhores informações, talvez o quadro que emergisse do estudo dos impactos dos programas sobre a pobreza e a desigualdade fosse ainda mais positivo.

A despeito dessas limitações, as evidências indicam que todos os programas de transferências são bem focalizados. As famílias mais pobres recebem a maior parte dos recursos transferidos por esses programas, e é praticamente irrelevante o número de beneficiários da população de renda mais alta. Além disso, as transferências reduzem a incidência e a intensidade da pobreza, bem como a desigualdade. No entanto, há ainda falhas de cobertura que precisam ser sanadas.

Esse quadro é exatamente o oposto do que se observa com respeito a rendas de aluguéis, juros, pensões e aposentadorias superiores ao piso previdenciário de um salário mínimo. Mesmo em se desprezando a provável subestimação dos montantes originados nessas fontes de renda da população mais rica do País, é possível dizer que tais rendimentos reproduzem ou agravam as desigualdades. Trata-se de um ponto particularmente importante, pois os rendimentos de juros provêm, em sua maioria, de remunerações de títulos públicos, e, portanto, são um tipo de transferência do Estado à população mais rica.

As diferenças nas características de renda dos diferentes beneficiários existem, mas são pequenas. Entre os programas de transferência de renda, o BPC é o mais importante para uma grande parcela de beneficiários, a qual seria indigente sem ele. Já para os pobres enquadrados acima da linha de indigência, ocorre o contrário. Rigorosamente falando, não é possível dizer, inequivocamente, qual é o programa nelles mais bem focalizado, pois suas curvas de concentração se cruzam. Mesmo quando são usados índices de concentração que levam em conta a distribuição das transferências para toda a população, os resultados variam conforme a metodologia utilizada para isolar os rendimentos dos programas, e também segundo a escolha de índices diferentes. De qualquer modo, a conclusão é simples: a comparação dos níveis de focalização dos programas adiciona pouco aos conhecimentos atuais, pois, por um lado, os dois programas estão bem focalizados e, por outro, ambos precisam de melhorias em seus padrões de cobertura.

Como esperado, todas as transferências de renda promovem a redução da pobreza. Em razão dos valores transferidos, o BPC, as pensões e as aposentadorias do piso de um salário mínimo são capazes de retirar as famílias da indigência e da pobreza; os demais programas de transferência de renda melhoram a situação das famílias sem, no entanto, serem suficientes para retirar todas elas da pobreza. Em outras palavras, enquanto o BPC e aposentadorias e pensões do piso têm impacto claro sobre a incidência e a intensidade da pobreza, as demais transferências têm efeito forte apenas sobre a intensidade da

pobreza – algo que é importante mas contribui pouco para alterar a proporção de pobres na população.

Os programas de transferência têm um papel relevante para explicar a queda na desigualdade observada entre 1995 e 2004. A desigualdade variou tanto em razão de alterações no papel que cada fonte de rendimento possui na composição do rendimento familiar total como em decorrência de mudanças na concentração de cada fonte de rendimentos. A maior parte da queda observada da desigualdade resulta de redução na concentração de algumas fontes de rendimentos.

No que diz respeito a efeitos de composição, destacam-se a queda da participação da renda do trabalho na renda total; o forte aumento da fração correspondente à renda de aposentadorias e pensões acima do piso previdenciário; e o aumento da participação dos rendimentos dos programas de transferências no rendimento das famílias. Quanto aos efeitos de concentração, ressaltam-se a piora na distribuição dos rendimentos de aposentadorias e pensões acima do piso – o único fator que contribuiu para que a desigualdade não caísse ainda mais; a redução na concentração dos rendimentos do trabalho – a qual está associada tanto a ganhos médios entre a população mais pobre como a perdas entre os mais ricos; e o caráter fortemente progressivo dos programas de transferência de renda.

Em síntese, a aplicação de uma metodologia que permite imputar o valor das transferências de renda nos rendimentos das famílias leva a resultados que indicam serem todos os programas de transferência de renda: *(i)* bem focalizados; *(ii)* capazes de aliviar a pobreza, sendo o BPC e a previdência no piso capazes de retirar as famílias da pobreza; e *(iii)* importantes para a explicação da queda na desigualdade entre 1995 e 2004.

## 5 REFERÊNCIAS

- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). **Manual de orientação do BPC**. 2006. Disponível em: <[http://www.desenvolvimentosocial.gov.br/relocrys/bpc/manual\\_1.htm](http://www.desenvolvimentosocial.gov.br/relocrys/bpc/manual_1.htm)>.
- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. **The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004**. 2006. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3.867).
- FREIJE, S.; BANDO, R.; ARCE, F. **Conditional transfers, labor supply and poverty: microsimulating “oportunidades”**. 2005. Disponível em: <[http://wwwtest.aup.edu/lacea2005/system/step2\\_php/papers/freije\\_sfre.pdf](http://wwwtest.aup.edu/lacea2005/system/step2_php/papers/freije_sfre.pdf)>.
- HOFFMAN, R. As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade. **Econômica**, v. 7, n. 2, p. 335-341, dez. 2005.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Aspectos complementares de educação e acesso a transferências de renda de programas sociais**. Pnad, 2006.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006
- MEDEIROS, M.; DINIZ, D.; SQUINCA, F. **Cash benefits to disabled persons in Brazil: an analysis of the BPC – Continuous Cash Benefit Programme**. Brasília: International Poverty Centre, 2006. (IPC Working Paper, n. 16).
- SHORROCKS, A. Inequality decomposition by factor components. **Econometrica**, v. 50, p. 193-211, 1982.
- SOARES, S. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004**. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.166).



# CAPÍTULO 18

## Os “Novos” Programas de Transferências de Renda: impactos possíveis sobre a desigualdade no Brasil

Sonia Rocha\*

### 1 INTRODUÇÃO

É sabido que, no Brasil, a persistência de elevados índices de pobreza está associada à desigualdade de renda, e não à insuficiência de renda para atender às necessidades básicas de todos. Em 2004, aos 50% dos domicílios com rendimentos mais baixos correspondiam 15,9% da renda total, portanto parcela em descompasso com a que cabia ao 1% dos domicílios com rendimentos mais altos (10,8%). O resultado é sintetizado por coeficientes de Gini historicamente elevadíssimos, sem paralelo entre sociedades de nível de desenvolvimento semelhante.

No entanto, desde 1997 tem-se verificado uma tendência sustentada de declínio da desigualdade. Como o valor dos rendimentos domiciliares mensais na base da distribuição é muito baixo,<sup>1</sup> mesmo aumentos de valor modesto, mas beneficiando indivíduos naquela faixa, acabam por ter um impacto mensurável sobre a desigualdade quando atingem um grande número de indivíduos.

A tendência de declínio de desigualdade de renda que vem ocorrendo no Brasil nos últimos anos se deve principalmente a dois fatores. Em primeiro lugar, ao comportamento do mercado de trabalho: em razão de um desempenho econômico fraco e da política de valorização do salário mínimo, ocorreram ganhos de rendimento maiores para os trabalhadores na base da distribuição. Em segundo, ao aumento do valor e da cobertura das transferências de renda, sejam as constitucionais,

\* Sonia Rocha é pesquisadora do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS).

<sup>1</sup> Em 2004, R\$ 188 no primeiro décimo e R\$ 442 na metade inferior da distribuição. Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).



vinculadas ao salário mínimo, sejam aquelas associadas aos “novos” programas de transferência, hoje reunidos sob o guarda-chuva do Bolsa Família.<sup>2</sup>

Embora mudanças na distribuição do rendimento do trabalho venham sendo responsáveis pela maior parte do impacto distributivo observado – até mesmo pela importância, sua participação relativa na formação da renda das famílias, se situava em 77% em 2004 –, há um interesse justificado em conhecer o papel desempenhado pelas transferências, que, de certa forma, constituem um fato novo por excelência no âmbito da política social brasileira.

Este texto tem como objetivo sistematizar algumas informações sobre os programas de transferência de renda focalizados nos pobres, e, com base nas informações de 2004, estimar o impacto sobre a desigualdade da cobertura de 100% da população-alvo do programa Bolsa Família. Serão utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE) de 2004, que, nesse ano, investigou pela primeira vez informações nacionalmente abrangentes sobre esses programas, obtidas junto às famílias. A próxima seção apresenta um quadro geral dos programas de transferência de renda do governo federal, fornecendo subsídios sobre o contexto em que foram implantados os “novos” programas, e comparando-os aos programas constitucionais preexistentes. A seção 3 trata de evidências empíricas da Pnad quanto à formação da renda das famílias, à cobertura e à focalização dos programas. A seção 4 apresenta os resultados de efeitos simulados do Bolsa Família sobre os índices de desigualdade, assim como o dispêndio adicional resultante do pagamento de benefícios caso o programa atendesse, em setembro de 2004, a toda a sua clientela elegível. Finalmente, a seção 5 resume as questões examinadas quanto às potencialidades de redução da desigualdade de renda no Brasil.

## 2 CONTEXTO E EVOLUÇÃO DOS “NOVOS” PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA

Ao final da década de 1980, diante do decepcionante comportamento evolutivo da renda, da pobreza e da desigualdade, propostas de implementação de mecanismos de transferência de renda tornaram-se cada vez mais frequentes. A sociedade brasileira reagia com impaciência e frustração ao fato de o enfrentamento das questões relacionadas à pobreza e à desigualdade estar condicionado ao crescimento econômico.

<sup>2</sup> Embora transferências de renda focalizadas nos mais pobres já existissem no Brasil desde a década de 1970, somente a partir da Constituição de 1988 e da sua regulamentação pela Lei Orgânica da Assistência Social (Loas), de 1993, passaram a ganhar importância em termos distributivos. Isso se deveu tanto ao aumento paulatino da clientela atendida, como ao valor do benefício, que passou a corresponder a um salário mínimo.

Isso decorria, em parte, do reconhecimento de que os níveis de pobreza e de desigualdade verificados no País se encontravam em descompasso com o nível de renda alcançado, e, em consequência, era viável enfrentar diretamente as questões associadas à melhoria da renda dos mais pobres, isto é, sem condicionar esse objetivo ao crescimento econômico. A prioridade a ser dada à questão social passou, então, a ser vista como uma escolha política possível, cabendo à sociedade mobilizar-se, até mesmo pressionando os governos, nos seus diferentes níveis, a implementar novas políticas públicas voltadas especificamente para a redução da pobreza e da desigualdade.

Os chamados “novos” programas federais – “novos” por oposição àquele no âmbito da Lei Orgânica da Assistência Social (Loas) – tiveram como origem programas locais.<sup>3</sup> De implementação inicialmente claudicante, o número de benefícios e o valor do dispêndio expandiram-se rapidamente: em dezembro de 2002 eram pagos 6,1 milhões de benefícios (dispêndio de R\$ 150,8 milhões) e, em setembro de 2005, 8,9 milhões (dispêndio de R\$ 446,4 milhões).<sup>4</sup> Vale destacar que, diferentemente das transferências realizadas no âmbito da Loas, o valor do benefício dos novos programas é bem inferior ao salário mínimo, e é estipulado arbitrariamente. Ademais, seu reajuste não está sujeito a periodicidade ou a regras predefinidas para a determinação do seu valor, depende apenas de decisão política e das restrições fiscal e monetária.

Ao final de 2004, cerca de um ano após a criação do Bolsa Família como “guarda-chuva” dos “novos” programas de transferência de renda federais, a unificação estava longe de se realizar: o Bolsa Família tinha se expandido muito, atingindo 5 milhões de famílias, seja por incorporação de beneficiários de programas preexistentes, seja pela inclusão de novas famílias, mas o Bolsa Escola e o Auxílio-Gás, que se superpunham de forma importante, eram os programas com clientelas ainda muito amplas – 1,3 milhão e 3,4 milhões, respectivamente. Do ponto de vista do dispêndio, os “novos” programas de transferência ainda representavam um dispêndio cerca de 10% inferior ao da Loas, em virtude da enorme diferença entre os valores dos benefícios. De qualquer modo, ao atingir 10,3 milhões de benefícios e um dispêndio de R\$ 466 milhões mensais em 2004, é evidente que esses programas já tinham um efeito distributivo significativo. A tabela 1 apresenta o número de benefícios e o dispêndio com o seu pagamento, segundo o programa, em setembro de 2004, tendo por base os registros administrativos do governo federal.

<sup>3</sup> Em meados da década de 1990, o programa denominado Bolsa Escola, nos moldes propostos no programa de governo do PT à Presidência da República em 1989, começa a ser implementado em algumas prefeituras, a primeira tendo sido Campinas, e também no Governo do Distrito Federal (ver Sabóia e Rocha, 1998).

<sup>4</sup> Esses valores incluem os programas de mesma natureza, a saber, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão-Alimentação e Bolsa Família, havendo reconhecidamente superposição de beneficiários.

TABELA 1

Benefícios pagos e dispêndio correspondente, segundo os principais programas federais de transferência de renda, com base em registros administrativos – setembro de 2004

Programas	Nº de benefícios pagos	Dispêndio (R\$ mil)
Novos "programas"	10.295.493	465.986
Bolsa Escola	3.381.486	78.778
Bolsa Família	5.035.660	346.687
Cartão-Alimentação	322.317	16.116
Bolsa Alimentação	251.459	4.836
Subtotal	8.990.922	446.417
Auxílio-Gás	1.304.571	19.569
Benefícios assistenciais	2.565.857	674.733
Loas	1.983.788	518.538
RMV e PMV	582.069	156.194
Total	12.861.350	1.140.719

Fonte: Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS).

Nota: Não há informação oficial sobre o número de beneficiários do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti).

Embora existam registros administrativos de cada programa de transferência de renda<sup>5</sup> e venham sendo tomadas medidas para proceder-se à revisão e à unificação cadastral, são ainda reconhecidamente deficientes as informações sobre os beneficiários, assim como são limitadas as possibilidades de utilização dos registros administrativos para fins de acompanhamento e avaliação das transferências monetárias realizadas.

Até 2004, a Pnad levava em conta a existência desses programas apenas de forma indireta e não específica. Na verdade, o valor correspondente a eventuais transferências monetárias recebidas pelas pessoas deveria ser registrado no capítulo de "rendimento", no quesito "outros rendimentos", e expresso como um valor consolidado único, juntamente com outros itens, tais como juros, dividendos e demais rendimentos de natureza financeira.<sup>6</sup>

Em 2004, o IBGE incluiu na Pnad um questionário suplementar, que pudesse identificar os domicílios em que os moradores estavam inscritos e/ou tinham recebido, em setembro desse ano, benefício monetário de programas de transferência. O questionário investigou, de forma explícita, oito programas federais,<sup>7</sup> além de haver um quesito

<sup>5</sup> Não há informação oficial sobre o tamanho da clientela atendida pelo Peti em setembro de 2004.

<sup>6</sup> Descrição do quesito em questão no questionário da Pnad: "juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos (especifique)".

<sup>7</sup> Auxílio-Gás, Cartão-Alimentação, Bolsa Alimentação, Loas/BPC idosos e deficientes, outro Loas, Bolsa Família, Bolsa Escola e Peti.

residual para a indicação de eventual atendimento por outros programas de transferência de renda federais, estaduais e municipais.

Cabe destacar, no entanto, que o suplemento da Pnad investiga, em relação a cada programa, apenas a inscrição e o recebimento do benefício, mas não o valor recebido, seja de cada um deles, seja do total. Como sabidamente há superposição de programas, e, além disso, aos diferentes programas correspondem distintos valores para os benefícios, torna-se inviável estimar de forma precisa o valor dos benefícios recebidos pela família.<sup>8</sup> Isso significa que as estimativas de impacto dos benefícios recebidos em termos de redução de pobreza ou indigência, assim como sobre redução de desigualdade de rendimentos, só podem ser feitos de forma aproximada. Pela mesma razão, dadas as regras de elegibilidade e a determinação do valor da transferência de cada programa, fica prejudicada a avaliação quanto à focalização e à adequação do valor transferido às características de renda e de presença de crianças no domicílio.<sup>9</sup>

### 3 COBERTURA E FOCALIZAÇÃO DOS “NOVOS” PROGRAMAS

Em 2004, as informações de rendimento, que fazem parte do corpo principal de investigação da Pnad, mostraram um crescimento importante do valor do quesito de “outros rendimentos”, no qual devem ser registrados, quando ocorrem, os benefícios assistenciais, sejam eles associados à Loas, sejam aos “novos” programas de transferência de renda criados desde meados da década de 1990.

Embora, para o conjunto das famílias, o valor do quesito “outros rendimentos” tenha aumentado em 58% sua participação na composição da renda das famílias entre 2003 e 2004, sua importância permanece marginal no total da renda, passando de 1%, em 2003, para 1,6% em 2004.<sup>10</sup> No entanto, para as famílias mais pobres, população-alvo dos programas de transferência de renda, a participação desses rendimentos aumentou de forma acentuada.

O gráfico 1 ilustra como a composição da renda se altera conforme o nível de renda familiar. Para famílias com renda familiar *per capita* inferior a R\$ 100 em 2004, correspondendo, portanto, ao público-alvo dos programas federais de transferência de renda,<sup>11</sup> a participação dos

<sup>8</sup> Pode ocorrer, também, de o domicílio declarar ter recebido um ou mais benefícios e, no entanto, não haver informação de valor no quesito de “outros rendimentos”.

<sup>9</sup> Exercícios interessantes de estimação do impacto dos programas foram feitos por Barros et al. (2006), e Soares (2006), contornando, na medida do possível, essas dificuldades.

<sup>10</sup> Como se sabe, juros e rendimentos de capital são informações difíceis de ser obtidas em inquéritos domiciliares, particularmente em pesquisas de objetivos múltiplos, como a Pnad. Nesse sentido, é sabido que a Pnad subestima fortemente tais rendimentos, o que, no entanto, só prejudica a comparação da composição da renda ou do nível de desigualdade em anos subsequentes se houver mudança significativa da participação dos juros na renda total ou da sua taxa de subdeclaração.

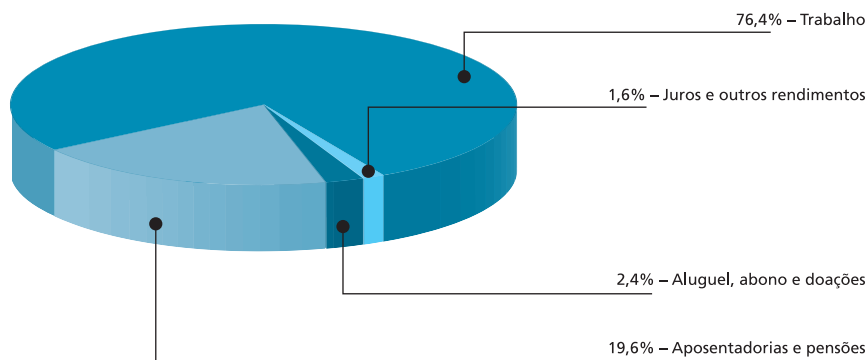
<sup>11</sup> O público-alvo é definido pela sua renda, exclusive benefícios, enquanto as informações apresentadas aqui incluem, inevitavelmente, eventuais benefícios, já que o seu valor não é separável.

rendimentos que incluem essas transferências passou de 5,6%, em 2003, para 10,2% em 2004.<sup>12</sup> Como essas famílias muito pobres não recebem juros,<sup>13</sup> o crescimento dessa rubrica deve-se certamente aos programas de transferência de renda.

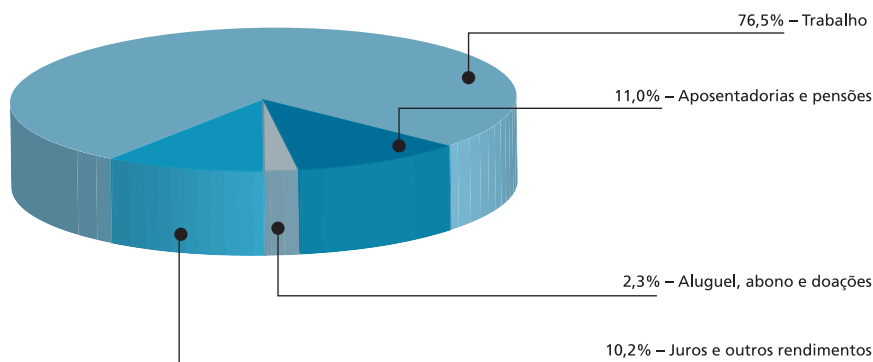
## GRÁFICO 1

Composição da renda familiar, no Brasil, em 2004

### Todas as famílias



### Família com renda familiar *per capita* ≤ R\$ 100



Fonte: IBGE/Pnad.

As informações do suplemento da Pnad revelam que pouco mais de 8 milhões de domicílios receberam pelo menos um benefício monetário em setembro de 2004, totalizando 12,2 milhões de benefícios (média de 1,5 benefício por domicílio beneficiado). A tabela 2 apresenta a frequência de respostas por programa como foi captada pela Pnad.<sup>14</sup>

<sup>12</sup> O valor de R\$ 100 correspondia ao limite superior da renda familiar *per capita* para fins de seleção de novos beneficiários para o Bolsa Família, já que os programas associados à Loas utilizam ¼ de salário mínimo (R\$ 65 em setembro de 2004) como limite máximo da RFPC.

<sup>13</sup> E caso recebam algum juro, sua participação na renda não tem razão de ter sido afetada de um ano para outro.

<sup>14</sup> A comparação entre os registros administrativos e as informações da Pnad apresenta divergências importantes que, no entanto, não serão analisadas aqui. A esse respeito, ver Rocha (2006b).

TABELA 2

Recebimento de benefícios de programas de transferência de renda na Pnad e comparação com a informação de registros administrativos – setembro de 2004

Programas	Pnad		Domicílios %	Reg. adm.	Pnad/ Reg. adm.
	Respostas Nº (mil)	%		Benefícios Nº (mil)	
Auxílio-Gás	3.491	28,6	43,3	1.305	2,68
Bolsa Escola	3.803	31,2	47,2	3.381	1,12
Bolsa Família	2.089	17,1	25,9	5.036	0,41
Cartão-Alimentação	752	6,2	9,3	322	2,33
Bolsa Alimentação	536	4,4	6,7	251	2,13
Loas /RMV/PMV	738	6,0	9,2	2.566	0,29
Outro programa	381	3,1	4,7	-	-
Loas – outro	50	0,4	0,6	-	-
Peti	367	3,0	4,6	-	-
Todos os programas	12.207	100,0	151,5	12.861	-

Fonte: Pnad 2004 (tabulações de Simon Schwartzman); MDS.

Nota: (-) indica inexistência de registro administrativo quanto ao número de benefícios.

As informações mostram que havia uma significativa superposição de benefícios, da ordem de 1,5 por domicílio,<sup>15</sup> já que, dos domicílios que recebiam algum benefício, 47,2% declararam receber benefícios do Bolsa Escola, 43,3 declararam receber o Auxílio-Gás, e assim por diante. Embora parte dessas superposições seja “legítima”,<sup>16</sup> há significativa superposição do Bolsa Família com programas que ele deveria substituir, a saber, o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação, o Cartão-Alimentação, o Auxílio-Gás, já que somente metade (50,7%) dos beneficiários do Bolsa Família recebia apenas essa transferência.<sup>17</sup>

A superposição de programas e as lacunas de informação dificultam a avaliação. No entanto, tendo por base os critérios de renda e de presença de crianças, estabelecidos para elegibilidade e determinação do valor dos benefícios pelo Bolsa Família, as informações da Pnad permitem obter alguns subsídios sobre a focalização dos programas. Trata-se de recorrer ao cruzamento da informação contida no suplemento quanto ao domicílio ser ou não beneficiário de cada programa, com as características do mesmo domicílio investigadas no corpo principal da pesquisa.

Utilizando a informação de renda domiciliar *per capita* (RDPC), adotada como critério básico de elegibilidade dos programas, as informações da Pnad evidenciam que 3,8 milhões, ou 48% dos beneficiários,

<sup>15</sup> O número médio resulta das respostas afirmativas relativas à participação nos programas (12,21 milhões), dividido pelo número de domicílios beneficiados (8,06 milhões).

<sup>16</sup> Uma parcela pequena dessas superposições era “legítima”, já que os benefícios são geridos por sistemas independentes, como Loas, Peti e “outro programa”.

<sup>17</sup> Dos domicílios que declararam beneficiar-se do Bolsa Família: 1.059 mil recebiam só benefício do Bolsa Família; 599 mil recebiam também do Auxílio-Gás; 553 mil também do Bolsa Escola; 149 mil também do Cartão-Alimentação; e 148 mil também do Bolsa Alimentação.

inclusive eventuais declarantes do benefício da Loas, enquadram-se nos critérios de renda dos novos programas de transferência, isto é, mesmo depois do recebimento do benefício têm RDPC inferior a R\$ 100 (tabela 3).<sup>18</sup>

**TABELA 3**

Distribuição dos domicílios que receberam pelo menos uma transferência, segundo faixas de RDPC

Faixa RDPC	Quantidade	%
0 < RDPC ≤ 50	1.296.689	16,34
50 < RDPC ≤ 100	2.545.431	32,06
100 < RDPC ≤ 130	1.168.922	14,73
130 < RDPC	2.926.284	36,87
Total	7.937.326	100

Fonte: Pnad 2004.

Nota: Excluídos domicílios *missing* para a RDPC.

O fato de 2,9 milhões de domicílios beneficiários – 37% do total – terem RDPC acima de R\$ 130, deixando-se, portanto, uma faixa de transição aceitável de R\$ 100 a 130 acima do limite superior oficial, evidencia certamente uma inadequação da focalização. Isso não se daria em termos absolutos, já que tanto a renda dos beneficiários como os valores transferidos são muito baixos, mas em termos relativos, pois existe um enorme contingente de domicílios com renda inferior a R\$ 50 – 1,8 milhão –, e, portanto, incondicionalmente elegíveis, que não recebem qualquer benefício. Considerando os domicílios que recebem a Loas e o Auxílio-Gás e que ainda assim permanecem elegíveis para o Bolsa Família, a clientela não-beneficiária chega a quase 5 milhões de domicílios (ver seção 5). Isso significa que, mantendo-se os domicílios já atendidos em 2004, seria necessário expandir a cobertura em pouco mais de 60% para garantir o atendimento de todos os elegíveis, tendo-se por base as características declaradas à Pnad.

Uma evidência de que a focalização pode ser muito melhorada é a existência de 1,8 milhão de domicílios com RDPC de até R\$ 50/mês que não recebem qualquer benefício. Ademais, há um outro conjunto de domicílios que forma uma clientela potencial complementar, pois, embora receba Loas/BPC ou/e Auxílio-Gás, permanece com renda abaixo dos critérios de corte do programa e apresenta características de composição familiar (presença de criança até 15 anos) que a qualifica segundo os critérios de elegibilidade do Bolsa Família. A tabela 4

<sup>18</sup> Os critérios de elegibilidade e de determinação do valor do benefício a receber são descritos na seção 3.

apresenta a distribuição desses quase 5 milhões de domicílios elegíveis em setembro de 2004, distinguindo as quatro situações possíveis. Verifica-se, em particular, que cerca de 4,5 milhões ou 90% dos domicílios identificados declararam não receber benefício de qualquer programa de transferência de renda. A tabela 5 apresenta a discriminação do total desses domicílios por faixa de renda domiciliar *per capita* e região. As maiores clientelas potenciais localizam-se no Nordeste, seguido do Sudeste.

**TABELA 4**

Domicílios elegíveis não-beneficiários, segundo categoria – setembro de 2004

Condição	Até R\$ 50	Mais de R\$ 50 e até R\$ 100 <sup>1</sup>	Total
Não recebe nenhum benefício	1.779.217	2.738.347	4.517.564
Recebe só Auxílio-Gás	138.927	246.049	384.976
Recebe só Loas/BPC	6.926	43.418	50.344
Recebe Loas e Auxílio-Gás	504	7.148	7.652
<b>Total</b>	<b>1.925.574</b>	<b>3.034.962</b>	<b>4.960.536</b>

Fonte: Pnad 2004 (microdados).

Nota:<sup>1</sup> Domicílios com pelo menos uma criança na faixa etária de 0 a 15 anos.

**TABELA 5**

Domicílios elegíveis não-beneficiários e valores imputados segundo faixa de RDPC e região de residência – setembro de 2004

Região	Até R\$ 50 (mil)	Mais de R\$ 50 e até R\$ 100 (mil)	Nº de domicílios		Valor imputado		Valor médio (R\$)
			Mil	%	R\$ mil	%	
Norte	184	375	559	11,3	26.650	11,6	47,69
Nordeste	933	1.190	2.123	42,8	101.919	44,2	48,01
Sudeste	552	979	1.531	30,9	68.731	29,8	44,90
Sul	155	274	429	8,6	19.186	8,3	44,69
Centro-Oeste	101	218	319	6,4	13.848	6,0	43,49
<b>Brasil</b>	<b>1.926</b>	<b>3.035</b>	<b>4.961</b>	<b>100</b>	<b>230.333</b>	<b>100</b>	<b>46,43</b>

Fonte: Pnad 2004.



## 4 IMPACTOS POTENCIAIS DE TRANSFERÊNCIAS SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA

Embora as transferências tenham contribuído para a redução da desigualdade de rendimentos entre 2001 e 2004, o declínio observado deveu-se preponderantemente a melhorias na distribuição do rendimento do trabalho, cujos ganhos se concentraram na base da distribuição (Rocha, 2006a). Fazendo-se a decomposição da renda domiciliar segundo tipo de rendimento, estimou-se que, entre 2001 e 2004, a renda do trabalho foi responsável por 68% da queda do Gini, enquanto a rubrica “outros rendimentos”, na qual são registradas as transferências, respondeu por 27% do declínio (Soares, 2006).<sup>19</sup> Exercícios de simulação contrafactual permitiram estimar em 35% a contribuição de rendas que não as do trabalho para a redução do Gini no período 2001–2004 (Barros et al., 2006). Fazendo-se a decomposição da rubrica de “outros rendimentos” da Pnad, e chegando-se, portanto, a construir o valor que corresponderia às transferências de renda, estimou-se em 20,8% a contribuição dessas para a redução do Gini entre 1995 e 2004 (Veras et al., 2006).

No entanto, a contribuição das transferências é relevante e significativa para a queda da desigualdade, considerando-se que a rubrica de “outros rendimentos” como um todo correspondia, como se viu na seção anterior, a apenas 1,6% da renda total das famílias brasileiras em 2004.

O que se pretende aqui é obter uma medida do impacto potencial das transferências sobre a desigualdade, levando-se em conta os limites operacionais e os custos do Bolsa Família, e tendo-se como base suas características atuais de desenho. Assim, a partir da distribuição da RDPC verificada em setembro de 2004, que inclui, portanto, os benefícios declarados como “outros rendimentos”, foram feitas simulações de modo que se verificasse o impacto de transferências adicionais do Bolsa Família sobre a desigualdade de renda.<sup>20</sup> Para isso, com base nas rendas declaradas foi feita a imputação do benefício devido aos quase 5 milhões de domicílios elegíveis não-beneficiários, gerando-se, assim, uma nova distribuição de rendimentos.

Antes de comentar o exercício de simulação, cabe um comentário sobre o uso da renda como critério para a elegibilidade de beneficiários e para a avaliação da focalização dos programas de transferência de renda. A renda certamente constitui uma variável operacional para fins de convocação de potenciais beneficiários para o cadastramento nesse tipo de programa.<sup>21</sup> No entanto, entre populações vulneráveis, a renda é preponderantemente informal, e, portanto, não passível de

<sup>19</sup> Aposentadorias indexadas ao salário mínimo e aluguéis tiveram uma contribuição de 10% e de 1% na queda do Gini, enquanto outras aposentadorias e pensões tiveram um efeito concentrador (-6%) (Soares, 2006).

<sup>20</sup> Simulações relativas ao impacto das transferências sobre a desigualdade de renda são apresentadas em Rocha (2006b).

<sup>21</sup> Sabóia e Rocha (1998).

comprovação, além de incerta e sujeita a fortes oscilações ao longo do tempo. Por consequência, a declaração do seu valor num determinado momento tem pouca utilidade para fins de delimitação de uma clientela “pobre”, além da de refletir a percepção subjetiva de pobreza. Por essa razão, a informação inicial de renda fornecida pelos domicílios tem de ser validada por um sistema de pontuação que reflita as reais condições de vida dos candidatos.

Para fins da simulação de impactos potenciais, a imputação do benefício foi feita conforme as regras do Bolsa Família, já que, segundo as diretivas operacionais vigentes, os novos beneficiários devem ser cadastrados e submetidos às regras de elegibilidade e de cálculo do benefício variável do Bolsa Família, que, em setembro de 2004, eram as que se seguem:

- para domicílios com RDPC igual ou inferior a R\$ 100 e superior a R\$ 50, foi imputado o benefício de R\$ 15 por criança na faixa etária de até 15 anos, respeitando-se o limite máximo de R\$ 45;
- para domicílios com RDPC igual ou inferior a R\$ 50, foi imputado o benefício de R\$ 50, além de adicional de R\$ 15 por criança na faixa etária de até 15 anos, como acima. Então, para essa faixa de RDPC o benefício máximo é R\$ 95.

Os valores do benefício no âmbito do Bolsa Família são relativamente baixos, principalmente em comparação com os benefícios transferidos pela Loas, já que o valor máximo se situava pouco acima de um terço do salário mínimo em setembro de 2004.<sup>22</sup> Considerando-se que o impacto relevante da transferência depende da sua repartição intradomiciliar, os valores *per capita* são ainda mais reduzidos.

Para atendimento da clientela elegível adicional de 4,9 milhões de domicílios, considerando-se as características de cada domicílio a transferência total imputada atingiu R\$ 230 milhões em valores consolidados relativos a setembro de 2004 (tabela 6). Desse total, 44% seriam destinados a domicílios na Região Nordeste, onde não só se concentra a maior clientela, como é mais elevado o benefício médio em razão da maior frequência de rendas muito baixas. Em comparação com o dispêndio federal efetivamente realizado em setembro de 2004, o valor imputado total corresponde a 34% do valor do dispêndio com Loas (R\$ 675 milhões), e a 49% do valor do dispêndio com os “novos” programas de transferência (R\$ 466 milhões).<sup>23</sup>

A simulação é, naturalmente, melhor que o mundo real. Por definição, ela permite uma perfeita focalização da transferência que, junto

<sup>22</sup> O valor do salário mínimo era de R\$ 260, e o benefício máximo do Bolsa Família era de R\$ 95 em setembro de 2004.

<sup>23</sup> Considerou-se o dispêndio consolidado do Bolsa Escola, do Bolsa Alimentação, do Auxílio-Gás, do Cartão-Alimentação e do Bolsa Família. Fonte: MDS.

com a forma de determinação do seu valor – que é inversamente proporcional ao nível de renda do domicílio –, tem impacto direto sobre a desigualdade. Ao simular transferências para os elegíveis não-beneficiários, que totalizam quase 5 milhões de domicílios, o que corresponde,  *grosso modo*, a cerca de um terço das pessoas pobres no Brasil em 2004,<sup>24</sup> o efeito sobre a desigualdade é inevitavelmente forte, mesmo com modestos valores unitários transferidos em termos absolutos.

## TABELA 6

Indicadores de desigualdade de renda originais e simulados após imputação da transferência do Bolsa Família a todos os domicílios elegíveis, segundo regiões – 2004

Região	Gini			T-Theil		
	Original	Simulado	Diferença	Original	Simulado	Diferença
Norte	0,5393	0,5304	-0,0089	0,6042	0,5880	-0,0163
Nordeste	0,5812	0,5700	-0,0112	0,7379	0,7158	-0,0221
Sudeste	0,5389	0,5362	-0,0028	0,5801	0,5741	-0,0060
Sul	0,5190	0,5169	-0,0021	0,5446	0,5401	-0,0045
Centro-Oeste	0,5689	0,5654	-0,0035	0,6836	0,6762	-0,0074
Brasil	0,5697	0,5651	-0,0046	0,6583	0,6486	-0,0097

Fonte: Pnad 2004.

A simulação feita resulta na redução da desigualdade entre os pobres, em virtude de transferências mais elevadas para aqueles com rendas mais baixas, e, em particular, eliminada a ocorrência de renda zero. As transferências simuladas permitem também a redução da desigualdade de renda medida com base na totalidade da distribuição de rendimentos, porque diminuem a diferença de rendimentos entre os relativamente ricos e os relativamente pobres.<sup>25</sup> Na tabela 6, são apresentados os resultados da imputação em termos de impactos sobre a desigualdade da distribuição da RDPC, medidos pelos índices de Gini e de T-Theil. Os efeitos são bastante distintos entre regiões; bem mais acentuados no Norte e no Nordeste, em virtude do tamanho do contingente de pobres e da importância relativa da pobreza rural, na qual é elevada a frequência de renda zero. A variação entre o valor original do índice e seu valor depois da imputação depende da sensibilidade de cada um deles ao aumento da renda na extremidade inferior da distribuição, que é maior no caso do índice T-Theil (-0,0097). No caso do Gini, a variação foi de -0,0046. Para fornecer uma referência para avaliação desse resultado, a queda média do Gini de 2001 a 2004 foi de -0,008 por ano.

<sup>24</sup> Rocha (2006a).

<sup>25</sup> Hoffmann (2005) discute a questão da fronteira entre relativamente ricos e relativamente pobres, verificando que, em 2004, esse valor limítrofe era de R\$ 470 para a RDPC; portanto, não muito distante do critério *per capita* utilizado nos programas.

Considerando o nível de dispêndio efetivo já atingido, as transferências permitiram uma redução substancial da desigualdade, mas, como pôde ser constatado pelos resultados do exercício de simulação, poderiam, idealmente, produzir um efeito ainda mais acentuado. Tendo em vista as restrições operacionais e financeiras a expansões adicionais do Bolsa Família, vale lembrar que, dado um certo nível de dispêndio, seus efeitos sobre os índices de desigualdade serão tanto maiores quanto melhor for a focalização das transferências na base da distribuição.

## 5 CONCLUSÕES

O arcabouço institucional que vem sendo construído e ampliado nos últimos dez anos sugere que mecanismos de transferências de renda focalizadas nos pobres, nos moldes do atual programa Bolsa Família, foram incorporados de forma definitiva ao sistema de proteção social do País. Graças a sua importância crescente em termos de cobertura e de dispêndio público, há interesse justificado de conhecer e de aperfeiçoar suas características de funcionamento, assim como de proceder à integração desses programas à política social de forma articulada, em particular no que concerne aos programas constitucionais no âmbito da Loas.

Considerando-se a característica perversa de progressividade do gasto social no Brasil, as transferências de renda dos “novos” programas têm sido relativamente bem-sucedidas em beneficiar os mais pobres. No entanto, os dados da Pnad de 2004 evidenciaram que certamente havia espaço para a melhoria da focalização. Assim, no conjunto de cerca de 5 milhões de domicílios elegíveis, que se declararam não-beneficiários do Bolsa Família, cerca de 1,9 milhão tem renda domiciliar *per capita* inferior a R\$ 50, enquanto há, entre os beneficiários, um contingente de 2,9 milhões com renda domiciliar *per capita* superior a R\$ 130; portanto, pelo menos 30% acima do limite de renda do programa.

Com o intuito de verificar o potencial distributivo do programa Bolsa Família, dadas as regras em vigor, foi feita a simulação de imputação de benefício monetário a todos os domicílios elegíveis. Transferências perfeitamente focalizadas, como as que resultam da simulação conforme feita aqui, apresentam, naturalmente, um efeito distributivo maior do que as realizadas de fato, permitem mensurar o potencial teórico

do mecanismo e avaliar a operação. Assim, o dispêndio total relativamente baixo que corresponde à simulação – R\$ 230 milhões/mês para atender a mais 5 milhões de domicílios – explica-se, fundamentalmente, pela não ocorrência de superposição de programas, que se verificava ainda de forma intensa na sua operação na data de referência. Embora, como se sabe, a queda da desigualdade de renda que vem sendo observada no Brasil se deva, preponderantemente, à redução da desigualdade nos rendimentos do trabalho, transferências modestas, mas em grande escala, como as que vêm sendo feitas no País nos últimos anos, afetam necessariamente os índices de desigualdade. A perfeita focalização das transferências simuladas fez reduzir o índice de Gini em 0,004, o que equivale, aproximadamente, à metade do declínio médio anual observado desde 2001.

A questão da focalização remete à importância operacional do cadastro único. Uma de suas funções é permitir fazer a passagem entre a renda como variável “convocatória” e as condições de vida de cada família, que é o que de fato interessa quando se trata de formar a clientela do programa. É desejável que a consolidação do Bolsa Família se dê nesse sentido, permitindo, assim, melhorar a focalização e realizar o atendimento de assistência social integrada dos beneficiários, o que certamente não pode limitar-se à transferência de renda.

Em 2004, os “novos” programas de transferência de renda do governo federal estavam sendo objeto de mudanças de regras operacionais e administrativas, fato que ocorria simultaneamente ao forte crescimento da clientela atendida. O Bolsa Família, criado em outubro de 2003, implantava-se como guarda-chuva dos “novos” programas preexistentes e expandia rapidamente a sua clientela, que, segundo informações oficiais, teria atingido 10,9 milhões de domicílios no segundo semestre de 2006. As informações domiciliares relativas a 2004 revelaram que havia um contingente importante de elegíveis a ser coberto, o que permitiria um efeito adicional importante sobre a redução da desigualdade. A maximização dos efeitos distributivos das transferências de renda depende de a expansão da cobertura, que ocorreu desde então, ter atendido à população-alvo do programa.

## 6 REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P. et al. **Macrodeterminantes da queda na desigualdade no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.
- HOFFMANN, R. **O limite entre os relativamente pobres e os relativamente ricos em 2004**. Campinas: Unicamp, 2005.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – 2004. Rio de Janeiro: IBGE, 2005.
- LAVINAS, L.; VARSANO, R.; ROCHA, S. **Programas de garantia de renda mínima** – uma orientação para os municípios. Rio de Janeiro: Friedrich Ebert Stiftung (Ildes)/Fundação Ford, 1998, 88 p.
- MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL (MPAS). **Boletim Estatístico da Previdência Social**. (Diversos números).
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME (MDS). **Análise comparativa de programas de proteção social, 1995-2003**. Brasília, 2004.
- ROCHA, S.; GARCIA, E. **O programa de renda mínima federal: uma avaliação do desenho e da operacionalização no período 1998-2000**. Brasília: OIT, 2001.
- ROCHA, S. Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 9, n. 1, Rio de Janeiro, p. 153-185, jan./abr. 2005.
- \_\_\_\_\_. Pobreza e indigência no Brasil: algumas evidências empíricas a partir da Pnad 2004. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 16, n. 2, p. 265-302, maio/ago. 2006a.
- \_\_\_\_\_. **Transferências de renda focalizadas** – evidências recentes sobre implementação e impactos. Rio de Janeiro: Iets/Fundação Konrad Adenauer, 2006b.
- SABÓIA, J.; ROCHA, S. **Programas de renda mínima** – linhas gerais de uma metodologia de avaliação. Rio de Janeiro: Ipea, 1998, p. 37. (Texto para Discussão, n. 582).
- SOARES, S. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006, p. 27. (Texto para Discussão, n. 1.166).
- VERAS, F. et al. **Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade e a pobreza**. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.228).



# CAPÍTULO 19

## Desigualdade de Cobertura: a evolução recente do acesso a uma renda mínima via sistema de proteção social

Lena Lavinas\*

Milko Matijascic\*

Marcelo Nicoll\*

### 1 INTRODUÇÃO

Este artigo tem por finalidade estimar como evoluiu, em período recente (1995-2005), o grau de cobertura da população brasileira em termos de acesso a algum tipo de renda, via sistema de proteção social. Como aponta Le Grand (1982), há várias maneiras de medir a desigualdade, das quais uma é a estimação do acesso a bens públicos, como saúde, educação, segurança e proteção social. Neste artigo, vamos nos deter no acesso a alguma forma de garantia de renda mínima, seja ela de cunho previdenciário-contributivo, seja assistencial. Para tanto, vamos construir categorias, com base nas variáveis da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), que permitam inferir o grau de cobertura social de determinados grupos, como de crianças, pessoas em idade ativa e idosos, buscando explicitar graus de cobertura por meio das relações intergeracionais e familiares. Nosso sistema de proteção social apóia-se nas relações de dependência intrafamiliares, e é ainda pouco individualizado. Pretende-se, assim, inferir se a garantia de acesso a uma renda mínima – de fato ou *de jure* – tem sido ampliada, e em que proporções, e, com isso, verificar se tem favorecido um aumento do bem-estar do conjunto da população, reduzindo diferenciais de acesso e assegurando melhores condições de enfrentamento do risco em termos agregados. A segurança socioeconômica – uma das dimensões fundamentais de qualquer tipo de sistema de proteção social – é o objeto deste artigo.

\* Lena Lavinas é professora do Instituto de Economia e do Instituto de Pesquisa e Planejamento Urbano e Regional da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ); Milko Matijascic é coordenador de curso do Centro Universitário Salesiano (Unisal); e Marcelo Nicoll é mestre pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence).



## 2 A GARANTIA DE RENDA COMO PRESSUPOSTO DE BEM-ESTAR

É inquestionável que a maior fonte de bem-estar individual e familiar é o trabalho, pois, além de assegurar renda, também garante o bem-estar ocupacional (Titmuss, 2001), isto é, o acesso a determinados benefícios contributivos, em caso de inatividade involuntária (velhice, doença, invalidez). Outras fontes são, primeiramente, a provisão privada, de caráter voluntário, permanente e desmercantilizada, que tem origem na ação protetora e solidária das famílias. Em seguida, tem-se a ação do Estado, que toma para si, em proporções que variam muito conforme o modelo de proteção social, responsabilidades familiares ou aquilo que as famílias buscariam no mercado por não estar a seu alcance prover. Assim, o Estado substitui o mercado e as famílias na promoção do bem-estar e na prevenção do risco. E, por fim, tem-se o mercado que, por meio do seguro privado e da poupança individual, constitui outra fonte de segurança e bem-estar.

Le Grand (1982) sistematiza várias formas de desigualdade, partindo daquela que deveria ser a medida inicial de estimação, qual seja, a igualdade de renda final, o que implicaria pressupor que todos os indivíduos teriam o mesmo nível de renda disponível, bem como o mesmo acesso a serviços públicos, tais como saúde, segurança, educação, etc. Assim, a cobertura assegurada pelo sistema de proteção social é fator estratégico na redução de distintas formas de iniquidade. Para inferir tal grau de cobertura, seria preciso medir não apenas o acesso a tais serviços, como também sua qualidade – o que evidentemente extrapola, e muito, os objetivos deste artigo – e avaliar em que medida o padrão de distribuição prevalecente contribui para a promoção da equidade vertical e da horizontal. O mais comum, porém, é trabalhar com valores *per capita* do gasto social, que, estando agregados, pouco dizem sobre o grau de equidade do gasto público ou sobre a igualdade de uso e de custo (Le Grand, 1982).

É factível, todavia, inferir se o sistema de proteção social é capaz de assegurar, de forma relativamente isonômica, um padrão elementar de proteção social, e para que parcela da população ele o assegura, de modo que permita estimar quão desigual é tal cobertura. Essa é a tarefa a que nos propomos no âmbito deste artigo, ao compararmos, por meio das Pnads 1995, 2001 e 2005, o percentual da população brasileira e os grupos de idade que podem, de alguma maneira, beneficiar-se da garantia de uma renda mínima, seja de fato, seja *de jure*.

O perfil do nosso sistema de proteção social mantém um viés fortemente ocupacional, na medida em que o tipo de inserção no mercado de trabalho continua sendo o divisor de águas entre trabalhadores protegidos, suas famílias – os trabalhadores do setor formal e os autônomos que contribuem voluntariamente – e aqueles para quem o sistema de assistência social é o recurso de última instância.<sup>1</sup>

Na prática, porém, as coisas não são tão simples assim, pois o acesso à assistência não é automático e implica a comprovação de níveis extremos de privação para assegurar a elegibilidade e, logo, o direito de acesso (ou habilitação). Implica, ainda, dispor da informação necessária para entrar na fila (e as assimetrias de informação costumam prejudicar os mais desfavorecidos), além da capacidade de se posicionar bem na fila (muitas vezes o volume alocado para um determinado programa assistencial é fixado de acordo com determinada meta, sem que sejam consideradas variações na demanda).

Portanto, nas duas pontas do sistema de proteção social há barreiras à entrada, que colocam em xeque a equidade de acesso ao sistema de proteção social. Quem não for contribuinte regular deve ser miserável para fazer jus a algum mecanismo que lhe garanta uma renda mínima. Do ponto de vista da segurança socioeconômica, tal polarização reflete uma real e profunda desigualdade, cuja magnitude está expressa na segmentação formal-informal do mercado de trabalho, que acaba por excluir, do sistema de proteção social, milhões de indivíduos, condenando-os a se manterem pobres para terem o direito de serem assistidos. A interpretação simmeliana<sup>2</sup> desse paradoxo é inequívoca: a assistência não é fator de redução do risco, não atua preventivamente e, portanto, não pode ser acionada como solução no combate à desigualdade. Para legitimar-se, ela supõe perda de bem-estar e, logo, risco consumado.

A ausência de políticas de renda que atuem preventivamente na redução da vulnerabilidade e da pobreza constitui uma das maiores fragilidades do sistema de proteção social brasileiro. Tal lacuna ratifica e preserva características de um modelo ultrapassado porque adequado a relações familiares de dependência, em que ganhos do ponto de vista da isonomia de gênero, por exemplo, não compensam a inexistência de mecanismos de proteção individualizados cada vez mais necessários, em razão de mudanças demográficas nos arranjos familiares e na trajetória socioocupacional dos indivíduos ao longo do seu ciclo de vida.

<sup>1</sup> Evidentemente, o acesso universal à saúde constitui uma exceção em princípio (do ponto de vista do gasto as iniquidades são imensas), mas não será considerado no âmbito deste artigo, pois trabalhamos apenas com o acesso à garantia de uma renda mínima em caso de inatividade.

<sup>2</sup> Simmel (1998).

Em nota técnica, intitulada *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*,<sup>3</sup> Ipea (2006) afirma:

A despeito do declínio do grau de informalidade no mercado de trabalho, o diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e informais aumentou significativamente. Esses dois fatores têm atuado em direções opostas: a queda no grau de informalidade tem contribuído para reduzir a desigualdade de rendimentos do trabalho, enquanto o aumento no diferencial de salários formal-informal tem levado a uma elevação da mesma.

A Proposta de Emenda Constitucional (PEC) Paralela – incentivo a uma melhor inserção dos informais mediante contribuição voluntária – acaba de ser regulamentada, reduzindo a alíquota de contribuição mensal ao Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS), de 20% para 11%, no caso dos autônomos, dos conta-própria e de outras categorias independentes. Ela pressupõe, evidentemente, perdas e ganhos, dos quais o maior é a possibilidade de termos um aumento da densidade contributiva ao sistema, bem como a possibilidade de estendermos a cobertura de proteção básica a um maior número de brasileiros, assegurando-lhes o acesso a uma renda mínima.

No entanto, um estudo de Lavinas, Matijascic e Nicoll (2006) indica que a probabilidade de um trabalhador informal, situado nos quatro primeiros décimos da distribuição de renda, vir a contribuir é pequena, mesmo havendo aumento de sua renda familiar *per capita*. Portanto, uma melhora no valor de contribuição não assegura que a adesão ao direito de acesso a benefícios previdenciários se dê de forma quase automática, nem na proporção e nos ritmos esperados. Em outras palavras, a extensão da cobertura de proteção social tende a ficar aquém do idealmente necessário.

Neste artigo, estimaremos como evoluiu, na última década, a cobertura no tocante ao acesso a algum tipo de renda transferida pelo governo federal, seja em caso de déficit de renda (pobreza), seja por perda de capacidade laboral (temporária ou definitiva), privilegiando, portanto, dois cortes: a proteção contributiva e a assistencial, cuja expansão recente foi sem dúvida marcante (Lavinas, no prelo). Vamos ainda distinguir três grupos etários – crianças e jovens com menos de 16 anos, população na faixa de 16 a 65 anos e, finalmente, idosos com idade superior a 65 anos.

A metodologia empregada consiste em aferir a cobertura direta e indireta, além da não-cobertura, considerando-se as diferentes

<sup>3</sup> Ipea (2006).

possibilidades em conformidade com a Lei nº 8.213/91<sup>4</sup> e com os princípios da Lei Orgânica da Assistência Social (Loas), do Estatuto do Idoso<sup>5</sup> e do Programa Bolsa Família (PBF). Quatro seções discursivas seguem-se a esta introdução. Na segunda seção, apresentaremos dados relativos à evolução do emprego, da ocupação precária, do desemprego e da informalidade, no período 1995-2005, com base nas informações da Pnad, com o intuito de contextualizar o perfil recente do sistema de proteção social baseado no bem-estar ocupacional. Na terceira seção, um conjunto de tabelas derivadas da Pnad vai mostrar – escrutinando coberturas diretas e indiretas, que retratam relações intrafamiliares e de dependência – a proporção de brasileiros com acesso potencial a uma renda mínima via sistema previdenciário. A quarta seção retratará a situação de cobertura ou de não-cobertura daqueles cujo acesso a uma transferência de renda pode se dar por conta de sua habilitação aos programas assistenciais (no caso, o BPC e o PBF). Por fim, sistematizaremos, nas conclusões, as evidências acerca do acesso mais ou menos equitativo a algum tipo de renda mínima (previdenciária ou assistencial).

### 3 MERCADO DE TRABALHO 1995-2005: AGRAVAMENTO DO DESEMPREGO E PERSISTÊNCIA DOS NÓS ESTRUTURAIS

A tabela 1 indica como evoluíram a ocupação, a inatividade e o desemprego no período 1995-2005. Observa-se que houve um aumento de quase 28,5 milhões da População em Idade Ativa (PIA), **progressão** essa de 31,1% em dez anos, taxa muito próxima ao aumento do nível de emprego, estimado em 30%. Já a progressão dos inativos foi menor – 20% apenas –, contra uma explosão do nível de desocupação que alcançou 111,9%. Do ponto de vista da dinâmica agregada do mercado de trabalho, podemos afirmar que o cenário de 2005 se diferencia do observado em 1995 pela magnitude alcançada pelo desemprego, que aumentou, na década, de modo constante. Comparando-se os três anos, 2001 foi o melhor por ter registrado aumento significativo do nível de ocupação, o que teve, sem dúvida, rebatimentos positivos na taxa de inatividade (a menor da década) e na pequena variação observada no nível de desocupação entre 1995 e 2001.

<sup>4</sup> Lei que reza sobre os benefícios da Previdência Social.

<sup>5</sup> O Estatuto do Idoso preconiza que a renda oriunda do BPC não deva ser computada na Renda Familiar *per capita* para fins de recebimento de um outro benefício assistencial.

TABELA 1

População em Idade Ativa (PIA) de 16 a 64 anos de idade,  
de 1995 a 2005

	1995			2001			2005		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
Ocupados	84%	54%	69%	86%	60%	72%	81%	56%	68%
Desocupados	5%	4%	4%	4%	6%	5%	6%	8%	7%
Inativos	11%	42%	27%	11%	34%	23%	13%	36%	25%
Total	44.187.370	46.905.124	91.092.494	52.116.942	55.761.889	107.878.831	57.832.249	61.592.915	119.425.164

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2004 e 2005.

Portanto, se o nível do desemprego e o percentual de inativos aumentaram, em 2005, proporcionalmente aos dos anos anteriores, e se o nível de ocupação foi o menor no período, é plausível supor que, do ponto de vista da cobertura previdenciária, os ganhos – caso existam – tenham sido magros. Um marco importante no acesso a uma renda mínima foi a criação do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) (1991), que regulamenta o seguro-desemprego, garantindo, por no máximo cinco meses, um benefício para aqueles habilitados a recebê-lo. Tal cobertura, no entanto, tem declinado em razão da persistência do desemprego em níveis elevados.<sup>6</sup>

Na tabela 2, indica-se o comportamento do trabalho precário e informal ao longo da última década, considerando-se os ocupados na faixa de 16 a 65 anos. Observa-se ter havido uma queda importante do percentual de ocupados com renda zero a partir de 2001 (proporção que se mantém em 2005). O emprego precário, entretanto, manteve um padrão relativamente constante, ao passo que a informalidade, cuja retração fora mais expressiva em 2001 (taxa de informalidade recua para 42% contra 45% em 1995), retomou, em 2005, patamares de dez anos antes. Conclui-se, mais uma vez, do ponto de vista da cobertura previdenciária, que o progresso foi, em termos de expansão da proteção ao longo de uma década, provavelmente quase nulo para aqueles em idade ativa e seus dependentes. Logo, tanto a cobertura direta quanto a indireta parecem não ter sido alteradas significativamente, posto que as características estruturais do nosso mercado de trabalho se mantiveram, agravadas pela degradação do nível de desemprego na década.

<sup>6</sup> Lavinas, Matijascic e Nicoll (2006) calcularam uma *proxy* do grau de cobertura do seguro-desemprego para a população que se declara desempregada na prática, desconsiderado o perfil de elegibilidade imposto pela lei. Constataram que o grau de cobertura é baixo, cerca de 20%, em 2004, contra 37% em 2001, e 54% em 1995. Logo, tal cobertura vem declinando diante dos altos índices de desocupação da população.

TABELA 2

Pessoas ocupadas de 16 a 64 anos de idade, de 1995 a 2005

	1995			2001			2005		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
Sem remuneração	5%	11%	7%	3%	8%	5%	3%	8%	5%
Precários <sup>1</sup>	10%	10%	10%	12%	9%	11%	12%	10%	11%
Informais <sup>2</sup>	48%	41%	45%	46%	38%	42%	47%	42%	45%
Total	37.313.389	25.376.460	62.689.849	44.628.085	33.228.728	77.856.813	46.821.473	34.717.964	81.539.437

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2004 e 2005.

Obs.: Excluídos os *missings* na condição de ocupação.Nota: <sup>1</sup> Menos de 1 SM e mais de 40 horas semanais trabalhadas.<sup>2</sup> Ocupado sem carteira ou por conta-própria.

A tabela 3 mostra tal degradação, pois revela que, em dez anos, subiu bastante a taxa de desocupação, passando de 6% para 9%. O desemprego afeta sensivelmente mais as mulheres, e o diferencial de gênero acentua-se no final da década, pois eleva-se de 2% em 1995, para 5% em 2005.

TABELA 3

População Economicamente Ativa (PEA) de 16 a 64 anos de idade, de 1995 a 2005

	1995			2001			2005		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
Taxa de desocupação	5%	7%	6%	4%	10%	7%	7%	12%	9%
Total	39.319.900	27.344.744	66.664.644	46.622.502	36.745.605	83.368.107	50.383.543	39.582.108	89.965.651

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001 e 2005.

É bom lembrar que a persistência desse quadro de precariedade, informalidade e aumento das taxas de desemprego atravessa conjunturas econômicas bastante distintas. Apesar do crescimento bem modesto do Produto Interno Bruto (PIB) na última década (taxa de 2,6% a.a.), o patamar verificado em 1995 foi alto para os padrões recentes, a saber, 4,22%. Melhor desempenho que esse foi registrado apenas em 2004, quando o PIB cresceu 4,94%. Em 2005, a taxa de crescimento da economia foi de modestos 2,28%, acima, no entanto, da de 2001 (1,31%). Surpreende constatar ter sido justamente no ano de menor crescimento econômico, entre os três aqui analisados, o maior recuo da informalidade e da inatividade, bem como o de mais elevado nível de emprego e de atividade.

## 4 COBERTURA DA PREVIDÊNCIA SOCIAL: LIMITES DE UM MODELO CENTRADO NA FAMÍLIA

Ao utilizar dados da Pnad, a maioria dos analistas que focalizam a situação brasileira busca comparar o número de contribuintes da Previdência Social com a PEA ou a população ocupada. Essa opção atinge também a quase totalidade dos estudos desenvolvidos fora do Brasil. Embora o indicador tenha grande relevância, especialmente quando se considera que seja o mais bem adaptado para efetuar comparações internacionais, ele é muito limitado quando se considera a legislação brasileira de benefícios, introduzida em 1923 com a Lei Eloy Chaves, e aprofundada nas décadas seguintes.

A limitação consiste, precisamente, em analisar o modelo previdenciário brasileiro como se estivesse centrado em indivíduos e na sua cobertura, quando, na realidade, as leis existentes desde 1923 e vigentes na atualidade, como é o caso da Lei nº 8.213/91, cobrem riscos familiares, para dependentes presumidos ou declarados, de acordo com as normas legais em vigor, ainda que essa cobertura, conforme observa Cordero (2005), não tenha a mesma amplitude e imponha a condição de se ser dependente, ou seja, ocorra com a morte do segurado titular, quer seja ele contribuinte, quer seja beneficiário.

Para dar uma dimensão mais concreta ao tema, considerando-se apenas os agregados básicos para a PIA – de 16 a 64 anos de idade, que tenham trabalhado 15 ou mais horas semanais – a cobertura estimada pela Pnad para 2005 seria de 34,2%. Mas, ao se considerar os que se declaram cônjuges ou filhos, de 16 a 24 anos, que estudam, seguindo o preceito da Lei nº 8.213/91, esse total atinge, na Pnad, 64%, ou seja, quase o dobro do indicador aferido para indivíduos contribuintes.

Essa é, sem dúvida, uma das principais características das estratégias de sobrevivência familiar adotadas pelas famílias brasileiras, e a sistemática negligência em analisar os dados segundo essa característica induz a conclusões errôneas e contraditórias sobre os problemas da proteção social brasileira e das reformas constitucionais, de legislação ordinária e gerencial, que são necessárias para superar as dificuldades existentes.

É preciso, porém, alertar para o fato de a Pnad apresentar limitações para tratar da questão sob uma ótica familiar. Por um lado, e como bem sabido, a pesquisa é declaratória, ou seja, depende do que afirma o respondente. Sua resposta, quando confrontada à situação jurídica, pode não ser a mesma. Por outro lado, os desempregados que tenham



sido demitidos de empregos com carteira assinada possuem uma cobertura de 24 meses após a demissão, desde que inscritos na condição e desempregado. Aqueles que abandonam o emprego voluntariamente e não assumem outra ocupação que contribua para a Previdência Social são cobertos por apenas 12 meses. Por fim, há benefícios, como o auxílio-doença e a aposentadoria por invalidez, que exigem uma carência de 12 meses, dos quais pelo menos 4 devem ser anteriores ao evento gerador de invalidez ou da doença, caso o trabalhador não esteja desempregado segundo os preceitos legais já expostos.<sup>7</sup> (Matijascic, 2002).

De qualquer maneira, são as causas decorrentes de acidentes de trabalho, bem como as mortes prematuras em qualquer tempo, que não exigem, para quem está legalmente segurado, nenhum tipo de carência, e são precisamente essas situações, ou seja, a perda de capacidade de geração de renda do segurado titular, contribuinte ou aposentado, que geram direitos a uma cobertura estendida. Essa cobertura estendida tem por foco principal a cobertura do cônjuge e, conforme apontaram Matijascic e Stephen (2006), é para a América Latina uma herança do chamado modelo *male breadwinner*. Esse arranjo familiar, que não é mais dominante nos tempos atuais, considera família aquela na qual o marido garante o sustento, enquanto a mulher se ocupa dos afazeres domésticos e da guarda dos filhos menores.

A tabela 4 apresenta dados de 1995, 2001 e 2005 para aferir a cobertura da PIA de 16 a 64 anos que trabalhou mais de 15 horas semanais, considerados a contribuição para a Previdência, o *status* de beneficiário e a dependência de contribuintes ou de aposentados. Vale registrar que, no Brasil, os pensionistas são aqueles que se inserem na condição de dependentes, os quais são elegíveis para esse benefício em decorrência da morte do segurado titular.

A tabela 4 revela haver um grande número de situações passíveis de análise ao se tomar os dados da Pnad, tendo-se em vista que existem múltiplas situações de cobertura, as quais podem ser duplas ou mesmo triplas, pois um contribuinte pode ser aposentado e estar recebendo pensões, por exemplo. Isso é o oposto do que ocorre na maioria dos países dotados de *welfare state*, onde a cobertura previdenciária é uma forma de reposição de renda decorrente da perda de capacidade de trabalho. No Brasil, as aposentadorias e pensões acabam representando uma fonte de remuneração, que pode ser acrescentada à renda individual, decorrente do cumprimento de carências e demais critérios de acesso a benefícios, e não leva em conta a capacidade de trabalho. Assim, as motivações que engendraram a constituição da

<sup>7</sup> É necessário registrar que, com base nas categorias da Pnad, não seria possível aferir o número exato de desempregados dessa condição para fins legais. Esse número somente pode ser obtido por estimativa, comparando-se os que se declaram desocupados e aqueles que podem ser formalmente enquadrados como desempregados por terem sido demitidos, os quais têm 24 meses de cobertura estendida, ou por terem abandonado empregos regulares, o que lhes dá o direito a 12 meses de cobertura estendida, que pressupõem a contribuição para a Previdência. A não-contribuição de segurados registrados como trabalhadores autônomos, ou como conta-própria, também dá direito a 12 meses de cobertura estendida. Considerando-se esse conjunto de qualificações, é necessário registrar que os números apresentados devem estar subestimados em termos de cobertura direta e indireta quando são considerados os preceitos legais da Lei nº 8.213/91, que cuida da cobertura da Previdência Social e regulamenta o seu Plano de Benefícios. Essa legislação, vale dizer, não se aplica aos servidores públicos cobertos por regimes próprios de previdência, mas os dispositivos dela são similares aos do Regime Geral de Previdência Social, conforme comprova a Lei nº 8.112/90, que regulamenta o regime dos servidores públicos federais.



proteção previdenciária – ou seja, a proteção contra a perda de rendimentos decorrente de riscos, como doenças, invalidez, morte prematura, idade avançada ou desemprego involuntário – são negligenciadas pela estrutura jurídico-institucional brasileira.

TABELA 4

Cobertura previdenciária total, direta e indireta, da PIA de 16 a 64 anos de idade

Tipo de cobertura	(Em %)		
	1995	2001	2005
<b>Cobertura direta total</b>	39,3	39,4	41,5
Contribuinte ocupado não aposentado e não pensionista	31,3	30,8	33,2
Contribuinte aposentado e ocupado	0,6	0,7	0,6
Contribuinte pensionista e ocupado	0,5	0,4	0,4
Contribuinte aposentado, pensionista e ocupado	0,0	0,0	0,0
Beneficiários da Previdência Social	7,0	7,5	7,3
Aposentado não contribuinte ocupado	1,7	1,7	1,6
Pensionista não contribuinte ocupado	0,7	0,6	0,6
Aposentado e pensionista não contribuinte ocupado	0,1	0,1	0,1
Aposentado desocupado	0,1	0,1	0,1
Pensionista desocupado	0,1	0,1	0,1
Aposentado e pensionista desocupado	0,0	0,0	0,0
Aposentado não PEA	3,0	3,4	3,2
Pensionista não PEA	1,3	1,3	1,4
Aposentado e pensionista não PEA	0,2	0,2	0,2
<b>Cobertura indireta total</b>	26,7	22,8	22,6
Cônjuge de chefe contribuinte	10,2	8,6	8,2
Chefe de cônjuge contribuinte	1,5	2,0	2,2
Cônjuge de chefe aposentado não contribuinte	0,9	0,7	0,7
Chefe de cônjuge aposentado não contribuinte	0,1	0,1	0,2
Filho, estudante, de chefe contribuinte	3,2	3,6	3,4
Filho, estudante, de cônjuge contribuinte e chefe não contribuinte	0,3	0,4	0,4
Filho, estudante, de chefe aposentado não contribuinte	0,4	0,4	0,4
Economia familiar	10,1	6,7	7,1
<b>Cobertura total (direta + indireta)</b>	66,0	62,2	64,0
<b>Não-cobertura</b>	34,0	37,8	36,0
Total de pessoas (PIA)	91.102.608	107.891.741	119.425.164

Fonte: Phads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

Ao considerar-se a situação dos idosos com 65 anos ou mais, os mesmos comentários são válidos de uma forma geral, conforme aponta a tabela 5.

Os dados apresentados pelas tabelas 4 e 5 revelam que a cobertura, direta e indireta, e a não-cobertura se mantiveram relativamente estáveis no período 1995-2005. A não-cobertura representou cerca de um terço da PIA, pouco tendo se alterado ao longo dos anos. Porém,

conforme revelam dados para 2001, existe um componente ligado ao nível de atividades que, em anos mais recessivos, leva a uma ligeira redução da cobertura. Essa estabilidade decorre do caráter estocástico dessa cobertura, ou seja, as situações do beneficiário pouco se alteram a curto prazo, e as inflexões revelam-se apenas ao longo do tempo. De qualquer maneira, como a concessão de novos benefícios representa apenas uma pequena parcela do total, as variações são pequenas ao longo de poucos anos, e são perceptíveis somente a longo prazo.

TABELA 5

Cobertura previdenciária total, direta e indireta, da população com 65 anos ou mais de idade

	(Em %)		
<b>Forma de cobertura</b>	<b>1995</b>	<b>2001</b>	<b>2005</b>
<b>Cobertura direta total</b>	85,3	86,8	87,9
Contribui para a Previdência	3,6	3,3	3,1
Contribuinte ocupado não aposentado e não pensionista	1,5	1,4	1,3
Contribuinte aposentado e ocupado	1,9	1,7	1,6
Contribuinte pensionista e ocupado	0,1	0,1	0,1
Contribuinte aposentado, pensionista e ocupado	0,1	0,1	0,1
Beneficiários da Previdência Social	81,7	83,5	84,8
Aposentado não contribuinte ocupado	17,2	15,2	14,7
Pensionista não contribuinte ocupado	1,3	1,1	1,2
Aposentado e pensionista não contribuinte ocupado	0,6	1,1	1,5
Aposentado desocupado	0,2	0,2	0,3
Pensionista desocupado	0,0	0,0	0,0
Aposentado e pensionista desocupado	0,0	0,0	0,0
Aposentado não PEA	47,1	48,4	46,5
Pensionista não PEA	11,9	12,1	13,3
Aposentado e pensionista não PEA	3,6	5,4	7,3
<b>Cobertura indireta total</b>	3,7	2,7	1,7
Cônjuge de chefe contribuinte	0,7	0,5	0,4
Chefe de cônjuge contribuinte	0,1	0,1	0,1
Cônjuge de chefe aposentado não-contribuinte	1,7	1,2	1,1
Chefe de cônjuge aposentado não-contribuinte	0,1	0,2	0,1
Economia familiar	1,0	0,6	–
<b>Cobertura total (direta + indireta)</b>	89,0	89,5	89,6
<b>Não-cobertura</b>	11,0	10,5	10,4
Total de idosos (65 anos ou mais)	8.696.322	10.625.491	12.606.022

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

A oscilação da não-cobertura entre idosos de 65 anos ou mais é bem mais estável, o que se explica pelo caráter perene das aposentadorias e pensões, pois, legalmente, uma vez concedidas sua duração deve

prolongar-se pela vida do beneficiário. Mesmo as reformas como as Emendas Constitucionais 20, em 1998, e 41, em 2003, não alteraram a situação para uma parcela importante da população, que já estava em gozo dos direitos. Por outro lado, quem tinha direitos adquiridos antecipou a aposentadoria para evitar eventuais resultados de uma reforma que pudesse alterar os planos dos segurados, embora esse temor fosse infundado e os direitos adquiridos tivessem sido respeitados.

A despeito de se tratar de variáveis estocásticas, a oscilação mais importante deu-se na cobertura da população até 16 anos de idade. A cobertura, sempre indireta, oscilou mais, embora não de forma radical, mas tem apresentado uma tendência a expansão mais acelerada do que a da PIA ou a da população idosa, conforme aponta a tabela 6.

**TABELA 6**

Cobertura previdenciária total da população de até 15 anos de idade

	(Em %)		
<b>Forma de cobertura</b>	<b>1995</b>	<b>2001</b>	<b>2005</b>
Família de contribuinte ou aposentado	51,1	50,3	50,6
Regime de economia familiar	12,5	11,7	17,1
Cobertura total	63,6	62,0	67,8
Crianças descobertas	36,4	38,0	32,2
Total de crianças	52.295.201	52.283.380	52.553.789

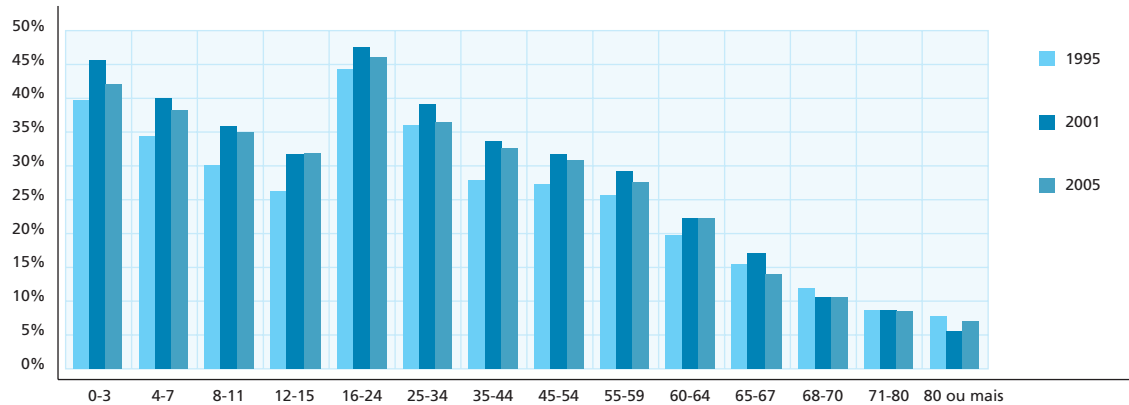
Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

Embora o grau de não-cobertura seja menor do que o da PIA, a elevação da cobertura é revertida e pode compensar, em pequena medida, os problemas de pobreza e de desproteção que vêm sendo apontados no debate brasileiro. Se, hipoteticamente, o ritmo observado entre 2001 e 2005 fosse mantido para a incorporação à cobertura previdenciária, em dez anos a não-cobertura para a população de até 16 anos de idade deixaria de existir. Mas essa situação parece pouco provável em virtude do baixo ritmo de crescimento da renda nacional e da lenta recuperação dos rendimentos dos trabalhadores. Qualquer que seja o cenário, no entanto, esse resultado merece atenção.

Partindo dos dados apresentados para a não-cobertura desagregada por faixa etária, é possível perceber que os resultados oscilam ao longo do ciclo de vida de um indivíduo. O gráfico 1 deixa entrever que a não-cobertura tende a se reduzir com a idade, embora essa queda não seja contínua.

## GRÁFICO 1

Não-cobertura da população via contribuintes inativos e seus dependentes legais



Fonte: Phads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

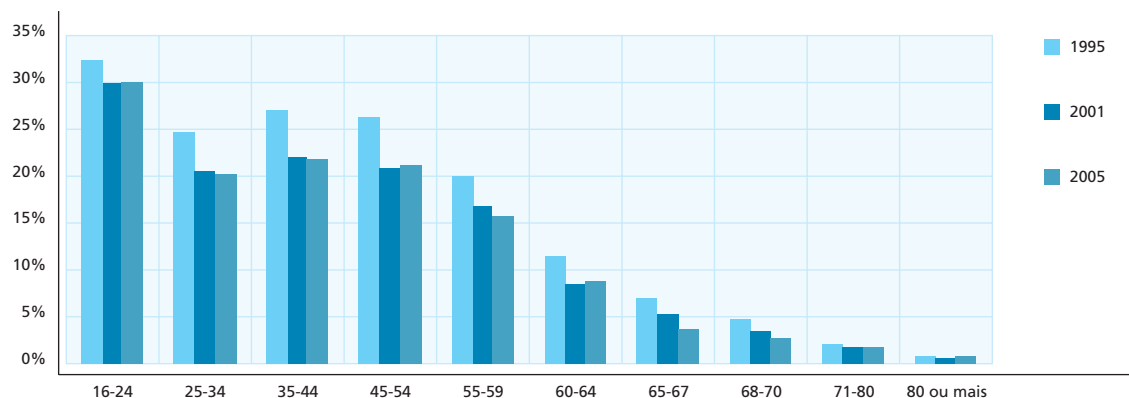
Os patamares de não-cobertura são mais elevados na primeira infância, até os 7 anos, e ainda mais elevados entre os 16 e os 34 anos, com especial destaque para a faixa etária compreendida entre 16 e 24 anos. Os resultados parecem comprovar algumas das constatações da literatura atual, ou seja, de que o grau de desproteção é mais elevado entre adolescentes e jovens, e estende-se, em parte, até os 34 anos de idade. Esse dado pode ter reflexos importantes para explicar a cobertura na primeira infância, pois tais crianças tendem, geralmente, a ser os filhos daqueles pais muito jovens e menos protegidos pela Previdência Social. Isso sugere que, mais do que políticas para crianças ou adolescentes, o País pode precisar de políticas para famílias com uma média etária *per capita* mais baixa, as quais além de não estarem protegidas, tendem a possuir uma renda *per capita* menor. Vale registrar que os resultados apresentados guardam forte correspondência com os apresentados por Camarano, Path e Carneiro (1999).

O gráfico 2, que considera apenas a população com mais de 16 anos de idade, permite complementar algumas informações de forma mais focalizada, ao considerar apenas a população coberta indiretamente, ou seja, na condição de dependente de segurado da Previdência Social ou dos regimes próprios de previdência dos servidores públicos. A cobertura indireta é mais elevada entre jovens de 16 a 24 anos, o que denota que muitos ainda estudam se beneficiando dos preceitos de cobertura oferecidos pela lei, e não conseguem contribuir por optar pela formação educacional. Mas isso explica apenas uma parcela do

problema. O mais provável, ao analisar o gráfico 2, é que a maior parte desses jovens não consegue encontrar oportunidades de trabalho e dispõe de poucas possibilidades de inserção na sociedade. Ao aprofundar a pesquisa, será possível revelar características peculiares dos diferentes tipos de família em termos de contribuição previdenciária, conforme o grau de rendimento e de instrução dos chefes de família e dos próprios jovens.

## GRÁFICO 2

Cobertura da população de 16 anos ou mais: dependente legal de segurados



Fonte: Phads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

A tabela 7 apresenta números que confirmam o que foi exposto para os gráficos anteriores em relação à população na faixa etária de 16 a 64. À medida que se avança na faixa etária, a população descoberta, ou coberta em situação de dependência dos segurados titulares, ou seja, os aposentados e os trabalhadores contribuintes, diminui; enquanto a cobertura direta aumenta. O processo de envelhecimento provoca um aumento, portanto, da cobertura individual, embora tenda a diminuir a dependência relacionada a laços familiares. É preciso destacar o fato de ter havido, entre 1995 e 2001, uma redução da cobertura total, bem como um aumento da não-cobertura, e, de 2001 a 2005, uma recuperação centrada na cobertura direta, pois a cobertura indireta continuou sendo reduzida, comprovando-se, assim, que as mudanças familiares estão apresentando importantes impactos no perfil tradicional das famílias brasileiras.

Como os níveis de não-cobertura são expressivos, é importante formular políticas de proteção para os grupos que, embora com

renda familiar *per capita* superior a ¼ do salário mínimo, encontram-se desprotegidos do ponto de vista contributivo. Para esse grupo não há nenhuma alternativa de cobertura, uma vez que ele não pode recorrer a benefícios da assistência social como os de prestação continuada da Loas ou, ainda, ao Bolsa Família, por não ser pobre. Essa temática será retomada na próxima seção.

TABELA 7

Cobertura da PIA de 16 a 64 anos: segurados e seus dependentes legais

		(Em %)						
Ano	Status	16-24	25-34	35-44	45-54	55-59	60-64	total
1995	Segurados	35,3	48,1	55,0	57,5	63,0	72,9	49,3
	Dependentes	20,3	16,0	17,2	15,1	11,3	7,4	16,7
	Não-cobertos	44,4	35,9	27,8	27,3	25,7	19,7	34,0
2001	Segurados	30,6	46,4	50,9	54,8	60,1	71,4	46,2
	Dependentes	21,9	14,4	15,6	13,6	10,7	6,2	16,1
	Não-cobertos	47,5	39,2	33,5	31,6	29,2	22,4	37,8
2005	Segurados	32,8	49,7	52,7	55,3	62,4	71,3	48,6
	Dependentes	21,2	13,8	14,9	13,9	10,0	6,4	15,4
	Não-cobertos	46,0	36,5	32,4	30,8	27,6	22,3	36,0

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

Outra forma de análise dos dados é a mensuração da cobertura da população de 16 a 64 anos de idade, separando-se os que são contribuintes ativos e não-beneficiários da Previdência e seus dependentes daqueles que são beneficiários da Previdência e seus dependentes (tabela 8). Isso permite visualizar que há, a partir da faixa dos 55 anos, uma concentração maior em termos de dependência das prestações previdenciárias do que daquelas pagas para remunerar o trabalho dos que contribuem para o sistema. Essa inflexão marcante perdeu força nos últimos anos para as faixas inferiores a 55 anos, revelando ter sido nesse contexto que as reformas da Previdência parecem ter apresentado os melhores resultados. Com a evolução dos anos, é provável que as faixas compreendidas entre 55 e 64 anos apresentem comportamentos assemelhados.

A importância da dependência previdenciária foi amplamente discutida e demonstrada por Camarano, Patti e Carneiro (1998), e por Delgado e Cardoso (2000), e a análise que avalia a cobertura direta e indireta por meio dos reflexos da economia familiar comprova a importância das prestações familiares para transferir renda.

Conforme apontaram Matijascic e Calsavara (2003), essa é tanto maior quanto menor for a localidade e mais pobre a região geográfica do Brasil na qual ela se situa.

## TABELA 8

Cobertura direta e indireta da PIA de 16 a 64 anos:  
contribuintes e inativos

		(Em %)						
Ano	Status	16-24	25-34	35-44	45-54	55-59	60-64	total
1995	Ativos	53,6	62,7	67,5	55,1	33,9	17,3	56,5
	Inativos	2,0	1,4	4,7	17,6	40,4	63,0	9,5
	Não-cobertos	44,4	35,9	27,8	27,3	25,7	19,7	34,0
2001	Ativos	50,0	59,2	62,0	50,0	30,2	14,7	52,3
	Inativos	2,5	1,6	4,5	18,3	40,6	62,9	10,0
	Não-cobertos	47,5	39,2	33,5	31,6	29,2	22,4	37,8
2005	Ativos	51,9	62,3	63,9	54,0	32,3	15,7	54,5
	Inativos	2,1	1,2	3,7	15,2	40,1	62,0	9,5
	Não-cobertos	46,0	36,5	32,4	30,8	27,6	22,3	36,0

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001 e 2005.

Partindo de Matijascic e Stephen (2007), é preciso observar também que – focalizando-se somente os dados da população, e sem se computar o respectivo rendimento – existe uma inequívoca incongruência entre a concessão de benefícios em idades relativamente precoces, conforme aponta a tabela 9, e a forma de ocupação dos aposentados e pensionistas. Os dados da tabela 9 mostram que a metade dos aposentados e pensionistas permanece ativa antes dos 55 anos de idade, e esse patamar vai se reduzindo com o avançar dos anos, mas permanece elevado até os 80 anos de idade, quando supera o total de 20% da população. É sempre possível contra-argumentar que o valor dos benefícios é reduzido e exige complementação de renda, e que essa ocupação é relativamente precária porque, com o passar dos anos, ocorre uma redução do número de contribuintes que não possui a mesma dimensão para os demais ocupados.

É possível questionar se, com as reformas previdenciárias constitucionais realizadas após 1995, o número de ocupados entre aposentados e pensionistas reduziu. Mas isso não ocorreu, pois, ao comparar-se 2001 com 2005, é possível perceber que, em algumas faixas etárias, a ocupação volta a aumentar em 2005. A entrada em vigor das reformas ainda é recente, e seu escopo foi reduzido, pois elas não atingiram as aposentadorias por idade, invalidez ou pensões por morte.

**TABELA 9**  
Aposentados e pensionistas economicamente ativos e inativos  
por faixa etária

		(Em %)							
Ano	Status	0-40	45-54	55-59	60-64	65-67	68-70	71-80	80 ou mais
1995	Contribuintes	20,5	18,8	11,4	6,3	5,3	3,0	1,6	0,4
	Ocupados	28,0	26,5	30,8	33,0	29,9	28,4	21,4	10,3
	Desocupados	4,1	2,0	0,6	0,7	0,3	0,4	0,1	0,0
	Inativos	47,5	52,8	57,3	60,0	64,4	68,2	76,8	89,3
2001	Contribuintes	14,9	18,1	11,7	6,4	4,2	3,1	1,6	0,4
	Ocupados	21,6	24,1	29,3	30,4	28,0	24,9	19,6	8,9
	Desocupados	6,9	3,3	1,9	1,2	0,5	0,4	0,2	0,0
	Inativos	56,7	54,5	57,1	62,0	67,3	71,6	78,6	90,6
2005	Contribuintes	14,8	16,6	11,2	7,6	3,8	2,6	1,7	0,5
	Ocupados	24,2	23,1	30,0	32,4	27,9	24,4	18,7	10,4
	Desocupados	5,8	2,8	1,7	1,0	0,8	0,7	0,2	0,2
	Inativos	55,2	57,6	57,1	59,1	67,5	72,4	79,3	89,0

Fonte: Phads/IBGE, 1995, 2001 e 2005.

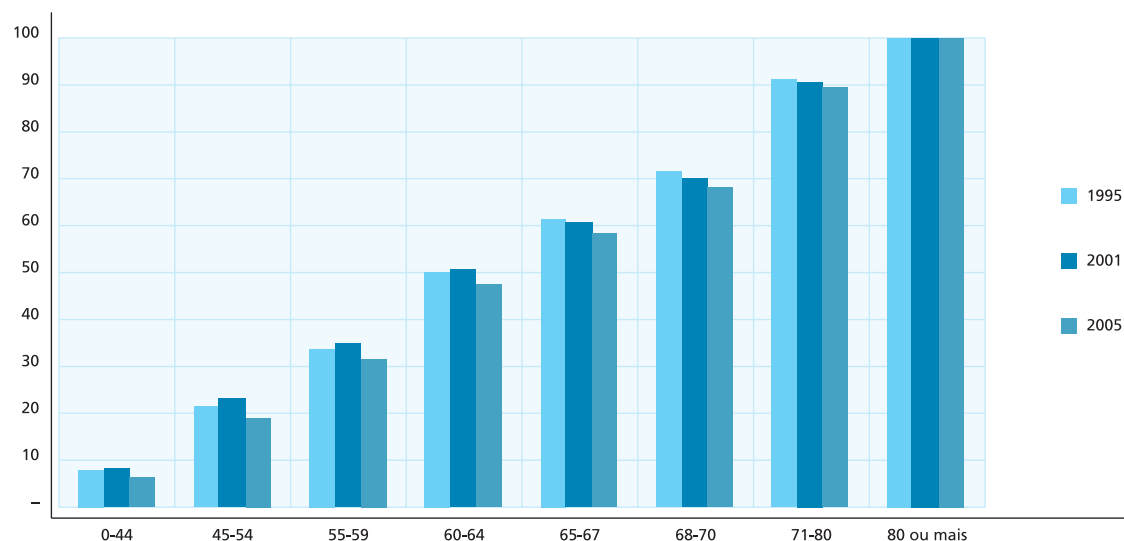
De qualquer maneira, retomando-se a análise de Matijascic e Stephen (2007), é preciso chamar a atenção sobre um debate um tanto truncado e incompleto que vem ocorrendo no Brasil. Os diagnósticos mais debatidos não consideram uma premissa básica: o pagamento de benefícios previdenciários tem por meta a reposição da capacidade de trabalho e renda decorrente de perda por invalidez, morte prematura, envelhecimento ou desemprego involuntário. A profusão de propostas não encara essa questão premente ao considerar os elevados níveis de desemprego e de dupla ocupação, ou seja, de inativos que continuam atuando no mercado de trabalho. Não é normal considerar que 50% do total de aposentadorias e pensões, e 65% dos valores pagos a elas, sejam transferidos para quem possui menos de 65 anos de idade e está, com frequência, trabalhando e acumulando benefícios, o que agrava a concentração de renda do Brasil por beneficiar a aposentadoria precoce dos estratos de renda mais elevados.

Ainda que só estejam disponíveis os números referentes ao contingente de aposentados e pensionistas, sem qualquer referência aos valores pagos, é possível dizer que esse problema teve uma evolução positiva, ou seja, o perfil dos aposentados e pensionistas está envelhecendo, apesar de as alterações do quadro serem ainda modestas (gráfico 3).



### GRÁFICO 3

Freqüência acumulada de aposentados e pensionistas por faixa etária – em %



Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

Ao escolher-se uma abordagem que privilegiou a cobertura previdenciária direta de contribuintes e aposentados, bem como a cobertura indireta, ou seja, a que é destinada aos familiares em caso de morte do segurado titular, foi possível observar que o número de desprotegidos é elevado e as mudanças em curso são tímidas e insuficientes diante do passivo a ser atendido. Por outro lado, ao considerar-se o período compreendido entre 1995 e 2005, o que mais chama a atenção é a relativa estabilidade do quadro observado.

Apesar de o Brasil não representar um modelo de *welfare state*, e considerando-se a gravidade do contexto social, é impossível não concluir que a situação existente indique um quadro em que as condições de inserção em atividades ou de respeito aos direitos sociais tão-somente se reproduzem e contemplam os já contemplados, sem promover uma maior e mais sistemática integração da população, no seu conjunto, ao sistema de proteção social.

Não é possível dizer que as ações adotadas tenham sido inócuas, pois o aumento da PIA e da população idosa não elevou de forma drástica os níveis de desproteção. Houve até mesmo uma incorporação marginal de contingentes à proteção previdenciária. Mas essa evolução tem sido lenta e errática, e provavelmente fez que aumentasse a distância do padrão de proteção em uso pelas populações dos países

mais desenvolvidos. Se o Brasil quiser recuperar o atraso e incluir os excluídos, será necessário que rompa com a hesitação crônica e com o conservadorismo que domina o debate nacional.

## 5 A EXPANSÃO DA COBERTURA ASSISTENCIAL: OS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA PARA OS MAIS POBRES

Do ponto de vista da proteção social básica, uma das mudanças mais expressivas da última década diz respeito à expansão da rede de cobertura assistencial, mediante a concessão de uma transferência de renda a determinados grupos em situação de pobreza extrema. A regulamentação da Loas permitiu que, de 1996 em diante, idosos e portadores de deficiência que vivessem em famílias com renda *per capita* inferior a  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo passassem a receber um benefício no valor do piso previdenciário, isto é, um salário mínimo, o que teve um impacto extraordinário na redução da pobreza. A partir de 1997, a cobertura assistencial ganha novo alento com a adoção, em âmbito nacional, do Programa Bolsa Escola do Ministério da Educação. Juntando-se ao Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti) e a outros programas de transferência de renda de escopo bem mais reduzido (Vale-Gás, Agente Jovem, Bolsa Saúde, entre outros), tal iniciativa veio a substituir o programa de distribuição de cestas de alimentos que marcou, até 1998, a ação do governo federal – não-efetiva, diga-se de passagem – no *front* do combate contra a pobreza, e deu prioridade, desde então, a transferências monetárias diretas, em detrimento da distribuição *in natura*.<sup>8</sup>

A partir de 2003, o Programa Bolsa Família trouxe a esses programas fragmentados e de baixa eficácia (em razão do baixo valor do benefício transferido às famílias, e do número escasso de beneficiárias diante da demanda potencial) o escopo e a magnitude que faltavam, refundando, assim, a rede básica de proteção social mínima, ao assegurar que todas as famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 50,00 (consideradas indigentes) tivessem o direito a um benefício temporário básico de R\$ 50,00, e mais R\$ 15,00 por filho; enquanto as famílias na faixa de renda *per capita* situada entre R\$ 51,00 e R\$ 100,00 (consideradas pobres)<sup>9</sup> teriam direito apenas a benefícios de R\$ 15,00 por criança de até 16 anos. Um mínimo de subsistência é assim assegurado, a princípio, aos mais carentes, capazes de comprovar a veracidade da sua privação.<sup>10</sup>

<sup>8</sup> Lavinás e García (2004).

<sup>9</sup> Esses valores foram finalmente atualizados, passando, em meados de 2006, para R\$ 60,00 e R\$ 120,00, respectivamente.

<sup>10</sup> Não se discute, no âmbito deste artigo, se tal política é a mais adequada e a única possível.

Quanto à cobertura, o público-alvo potencial é fixado em 11,5 milhões de famílias, posição a ser alcançada até 2006, o que modifica o perfil anterior da assistência no País. De fato, entre 2001 e 2005 o gasto com assistência social da esfera federal sobe de 0,2% para 0,8% do PIB. E trata-se quase que exclusivamente de transferências monetárias de renda.

Ora, resta saber se, entre os pobres, a cobertura assistencial foi sobretudo inclusiva no acesso a uma renda de subsistência, ou se, apesar dos avanços, ainda foi por demais restritiva, e gerou acesso desigual entre os grupos mais desfavorecidos e à população em geral.

As tabelas 10 e 11 mostram como variou negativamente a incidência da pobreza no período em questão, considerada a população por sexo e faixa etária. A linha de pobreza selecionada foi a adotada para critérios de seleção do Bolsa Família.<sup>11</sup> Duas tabelas foram necessárias, pois, na tabela 10, identificamos a dinâmica da redução da pobreza antes das transferências fiscais e, portanto, muito mais por força do mercado de trabalho e do seguro social; enquanto, na tabela 11, foi possível inferir o impacto líquido provocado pelos benefícios assistenciais.

Não resta dúvida de que o melhor desempenho observado na última década, em matéria de redução do número absoluto de pobres, diz respeito ao período pós-2001. Entre 1995 e 2001, houve um incremento em termos absolutos dos pobres – cujo número subiu de 55,1 milhões para 62,9 milhões, respectivamente –, da ordem de 7,8 milhões de pessoas. Entretanto, entre 2001 e 2005, esse número recua para 44 milhões, o que significa uma queda de 18,7 milhões em apenas quatro anos, a qual elevou o índice para um patamar muito inferior àquele registrado em 1995, como consta do gráfico 4. Esse gráfico indica ainda uma queda de mais de 10 pontos percentuais no universo de pobres, no caso do cálculo antes da imputação das transferências, que atingiu quase 15 pontos percentuais se considerada a renda pós-imputação dos “outros rendimentos” de caráter maciçamente compensatório.<sup>12</sup>

As mesmas tabelas, 10 e 11, levam a concluir que os idosos são o grupo que mais se beneficia dessa tendência, pois, de 2001 a 2004, a sua participação entre os mais pobres cai em termos absolutos e relativos.

Bem mais interessante ainda é constatar que, em um mesmo ano, a variação negativa do índice de pobreza, por força das transferências de renda compensatórias para os mais pobres – computadas no item “outros rendimentos” da Pnad –, mais do que dobra em 2005 se comparados esses dados com aqueles registrados para 1995 e 2001. De fato,

<sup>11</sup> Note-se que, para 1995, o valor de R\$ 100,00, vigente em 2001 e 2005, foi devidamente deflacionado (deflator do Ipea para fins da Pnad).

<sup>12</sup> Deve-se, todavia, sinalizar que, se entre 2001-2005 a linha de pobreza tivesse sido corretamente atualizada, corrigindo-se as perdas com a inflação do período, essa redução não teria sido tão acentuada como demonstram as tabelas 10 e 11. O mesmo efeito ocorre em sentido inverso, para trás, quando se compara 2005 com 1995.

a extensão da cobertura assistencial depois de 2003, que conjuga, sem dúvida alguma, redução da idade mínima da Loas para 65 anos (logo, elevando o impacto inclusivo) e concessão de benefícios monetários para famílias carentes com crianças, levou a que fossem retirados da pobreza 5,2 milhões a mais de pessoas. Nos dois anos anteriores em estudo, a eficácia das transferências mostrou-se bem menor, posto que mais ou menos 2 milhões de pessoas saíram da condição de pobres graças a algum tipo de “outros rendimentos” (gráfico 5).

**TABELA 10**

Percentual de pessoas com renda familiar *per capita* inferior ou igual a R\$ 100,00 – Brasil, 1995-2005  
Segundo sexo e faixa etária – antes da imputação de “outros rendimentos”

	1995			2001			2005		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
Menor de 16 anos	49,1%	45,4%	47,2%	46,2%	42,2%	44,1%	48,9%	43,6%	46,1%
De 16 a 64 anos	48,0%	51,7%	49,9%	51,3%	55,0%	53,2%	49,5%	54,7%	52,2%
Maior de 64 anos	2,9%	3,0%	3,0%	2,5%	2,8%	2,7%	1,6%	1,7%	1,7%
Total	26.827.775	28.277.751	55.105.526	30.294.429	32.638.195	62.932.624	21.146.069	23.013.141	44.159.210

Fonte: Pnads 1995, 2001 e 2005.

Nota: Foram excluídos os casos de *missing* na variável idade e renda familiar.

**TABELA 11**

Percentual de pessoas com renda familiar *per capita* menor ou igual a R\$ 100,00 – Brasil, 1995-2005

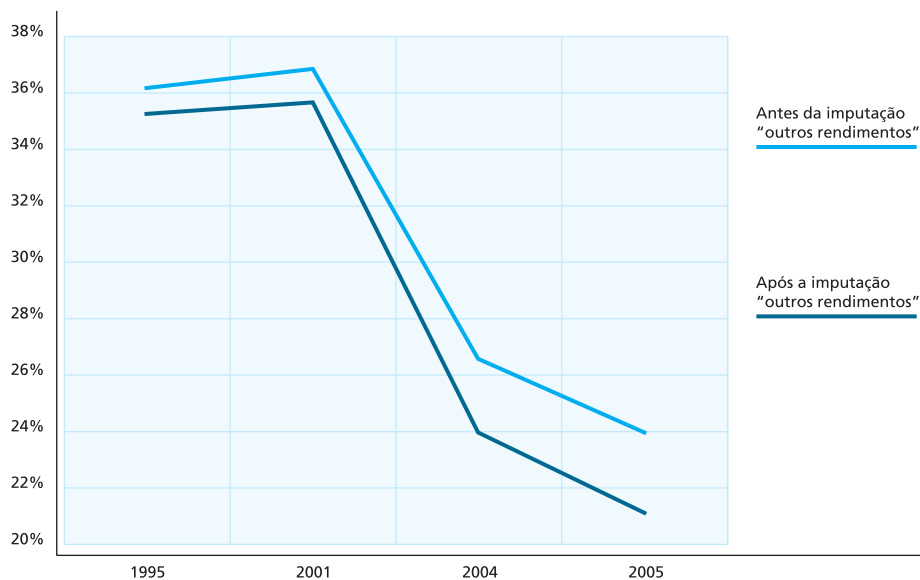
	1995			2001			2005		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
Menor de 16 anos	49,4%	45,9%	47,6%	46,7%	42,8%	44,7%	50,3%	45,1%	47,6%
De 16 a 64 anos	47,9%	51,4%	49,7%	51,0%	54,7%	52,9%	48,6%	53,8%	51,3%
Maior de 64 anos	2,8%	2,8%	2,8%	2,3%	2,6%	2,4%	1,1%	1,0%	1,1%
Total	26.827.775	27.469.950	53.698.241	29.382.991	31.524.888	60.907.879	18.663.310	20.211.529	38.874.839

Fonte: Pnads 1995, 2001 e 2005.

Nota: Foram excluídos os casos de *missing* na variável idade e renda familiar.

## GRÁFICO 4

Variação do percentual de pobres (1995-2005) – linha de pobreza de R\$ 100,00



Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2005.

Confirma-se, assim, uma expansão significativa e mais eficaz da cobertura assistencial nos últimos anos, que atingiu os três grupos selecionados, sobretudo os dos idosos, e de tal monta que sua participação entre os pobres cai, em 2005, para praticamente 1% após as transferências fiscais, contra 1,7% antes da imputação.

Se houve redução da pobreza por conta da expansão dos mecanismos de acesso a uma renda mínima, resta saber em quanto isso aumentou, efetivamente, a cobertura para dois grupos de inativos, o de idosos e o de crianças, cuja inserção ocupacional não se coloca por razões óbvias. Para responder a essa questão, dois conjuntos de tabelas se sucedem: as primeiras (tabelas 12 e 13) miram a situação dos idosos com mais de 65 anos, e a seguinte (tabela 14) enfoca a situação das crianças.

Vejam, inicialmente, o caso dos idosos. A tabela 12 mostra que o público-alvo potencial do BPC aumentou regularmente ao longo da década em análise, embora tal progressão tenha sido maior entre 2001-2005 (80%) do que no período anterior (52%). Segundo a Pnad, o contingente de idosos pobres sobe de 157 mil para 428 mil em dez anos. Isso se deve muito provavelmente à redução da idade mínima para habilitação ao benefício da Loas, já citada, bem como ao aumento real

do salário mínimo na presente década, que acaba por expandir o número de elegíveis com base no corte de renda vinculada ao salário mínimo.

**TABELA 12**  
Cobertura previdenciária e público-alvo potencial do BPC  
(valores absolutos e percentuais)

**Idosos<sup>1</sup> – Brasil, 1995/2005**  
**Cobertura previdenciária e público-alvo potencial do BPC<sup>2</sup>**

	1995			2001			2005		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
Com cobertura previdenciária direta ou indireta	3.006.384	3.406.271	6.412.655	3.640.006	4.453.723	8.093.729	5.104.776	6.261.144	11.365.920
Com cobertura previdenciária direta ou indireta e público-alvo BPC	39.027	33.058	72.085	75.635	66.779	142.414	102.910	71.689	174.599
Sem cobertura previdenciária	122.904	579.444	702.348	162.270	632.643	794.913	292.589	947.513	1.240.102
Sem cobertura previdenciária, mas público-alvo potencial do BPC	24.835	60.696	85.531	42.081	55.456	97.537	90.382	163.455	253.837
Total público-alvo potencial do BPC	63.862	93.754	157.616	117.716	122.235	239.951	193.292	235.144	428.436
Total idosos	3.129.288	3.985.715	7.115.003	3.802.276	5.086.366	8.888.642	5.397.365	7.208.657	12.606.022

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2004 e 2005.

Nota: <sup>1</sup> Idade superior ou igual a 67 anos para 1995 e 2001, e superior a 65 para 2004 e 2005.

<sup>2</sup> A renda familiar modificada inclui os rendimentos do trabalho, de aposentadorias e de pensões.

**TABELA 13**  
Cobertura previdenciária e público-alvo potencial do BPC  
(valores absolutos e percentuais)

**Idosos<sup>1</sup> – Brasil, 1995/2005**  
**Cobertura previdenciária e público-alvo potencial do BPC<sup>2</sup>**

	1995			2001			2005		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
Com cobertura previdenciária direta ou indireta	96,1%	85,5%	90,1%	95,7%	87,6%	91,1%	94,6%	86,9%	90,2%
Com cobertura previdenciária direta ou indireta e público-alvo BPC	1,2%	0,8%	1,0%	2,0%	1,3%	1,6%	1,9%	1,0%	1,4%
Sem cobertura previdenciária	3,9%	14,5%	9,9%	4,3%	12,4%	8,9%	5,4%	13,1%	9,8%
Sem cobertura previdenciária, mas com público-alvo potencial do BPC	0,8%	1,5%	1,2%	1,1%	1,1%	1,1%	1,7%	2,3%	2,0%
Total público-alvo potencial do BPC	2,0%	2,4%	2,2%	3,1%	2,4%	2,7%	3,6%	3,3%	3,4%
Total idosos	3.129.288	3.985.715	7.115.003	3.802.276	5.086.366	8.888.642	5.397.365	7.208.657	12.606.022

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001, 2004 e 2005.

Nota: <sup>1</sup> Idade superior ou igual a 67 anos para 1995 e 2001, e superior a 65 para 2004 e 2005.

<sup>2</sup> A renda familiar modificada inclui os rendimentos do trabalho, de aposentadorias e de pensões.

TABELA 14

Linha de pobreza: renda familiar *per capita* igual ou inferior a R\$ 100,00 –  
Brasil, período de 1995-2005

Tipos de cobertura	1995		2001		2005	
	A.T. <sup>1</sup>	P.T. <sup>2</sup>	A.T.	P.T.	A.T.	P.T.
Crianças em famílias sem outros rendimentos	24,229,006	24,229,006	22,200,786	22,200,786	10,215,131	10,215,131
Crianças em famílias com outros rendimentos	1,760,521	1,320,235	5,562,162	4,998,303	10,152,186	8,296,482
Crianças sem cobertura previdenciária indireta em famílias sem outros rendimentos	10,431,925	10,431,925	11,767,590	11,767,590	6,266,134	6,266,134
Crianças com cobertura previdenciária indireta em famílias sem outros rendimentos	13,797,081	13,797,081	10,433,196	10,433,196	3,948,997	3,948,997
Crianças sem cobertura previdenciária indireta em famílias com outros rendimentos	943,854	714,518	2,918,952	2,615,726	5,472,303	4,484,407
Crianças com cobertura previdenciária indireta em famílias com outros rendimentos	816,667	605,717	2,643,210	2,382,577	4,679,883	3,812,075
Total de crianças	52,553,791	52,553,791	52,283,380	52,283,380	52,295,201	18,511,613

Fonte: Pnads/IBGE, 1995, 2001 e 2005.

Deflator Ipea para dados do IBGE, utilizado em 1995.

Nota: <sup>1</sup> A.T. – Antes das Transferências de Renda.

<sup>2</sup> P.T. – Pós-Transferências de Renda.

Nesses dois períodos, o número total de idosos também aumentou mais celeremente na segunda metade da década em estudo – mais 3,4 milhões em quatro anos – do que na primeira (1,7 milhão). De uma ponta a outra do período, as pessoas com mais de 65 anos passaram, no Brasil, de 7,1 milhões para 12,6 milhões (tabela 11).

Mas esse crescimento recente e mais acelerado dos idosos teria engendrado maior desproteção para esse grupo, notadamente nas camadas menos favorecidas?

Os dados da seção anterior foram aqui recompilados para contextualizar o grau de cobertura total (previdenciária e assistencial) da população idosa. Constata-se, assim, que a cobertura previdenciária tem acompanhado o ritmo de crescimento mais intenso da população com mais de 65 anos, e mantém o perfil consolidado. Em 2005, tanto quanto dez anos antes, cerca de 90% dessa população integra, como beneficiária direta e indireta, o sistema previdenciário; fato esse dos mais positivos. Desses 90%, somente 1% seria elegível, tanto na qualidade de contribuinte ou dependente, quanto na de carente. Em tese, isso significa que a sobreposição de benefícios previdenciários e assistenciais em favor de um mesmo beneficiário deveria ocorrer raramente (tabela 14).

Se agregarmos a esses 90,2% cobertos pela Previdência os 2% exclusivamente elegíveis para a obtenção de um BPC, deduziremos

que somente 7,8% dos idosos brasileiros se encontram, em 2005, impossibilitados de acesso a algum tipo de renda mínima (em qualquer dos casos, no valor de um salário mínimo). Ora, em 1995 tal percentual era ligeiramente maior (9,9%), pois o BPC ainda não havia sido regulamentado e, logo, na prática não existia.

A boa notícia, portanto, é que o envelhecimento da população brasileira que se vem intensificando não tem provocado desproteção ou perda de estabilidade socioeconômica aos idosos. Além disso, essa proteção é de grande qualidade, pois os benefícios são de valor elevado e concedidos de forma relativamente estável e permanente. O problema maior, em termos de não-cobertura e de não-acesso a algum tipo de renda mínima, atinge a população idosa não-pobre.

No caso das crianças, a cobertura assistencial é radicalmente distinta. Embora o aumento dessa cobertura não tenha sido espetacular como o foi para os idosos, é surpreendente constatar que o acesso a algum tipo de transferência de renda (crianças em famílias que recebem “outros rendimentos”) foi multiplicado por dez, em dez anos. A tabela 14 mostra que, em 1995, somente 1,7 milhão de crianças pobres se encontrava em famílias que registraram recebimento de algum tipo de “outros rendimentos” (utilizado, neste texto, como *proxy* de algum tipo de transferência de renda). Em 2005, esse contingente sobe para 10,1 milhões (A.T. – Antes das Transferências de Renda).

Ao longo da década em análise, a variação no número de crianças pobres registra dinâmicas opostas. Conforme observado na tabela 13, há um recrudescimento desse fenômeno entre 1995 e 2001, quando tal contingente aumenta e passa a representar 53,1% (A.T.) da população infantil brasileira em 2001, contra 49,5% (A.T.) em 1995. Em termos absolutos, o incremento foi de, aproximadamente, 2 milhões em seis anos, e atingiu a soma aterradora de 27,7 milhões de crianças pobres (A.T.) em 2001 (contra 25,9 milhões em 1995).

A inflexão ocorre a partir de 2001, quando a pobreza infantil cai aceleradamente, recuando em 30% em apenas quatro anos. Além disso, a expansão da cobertura assistencial, pela inclusão de novas famílias beneficiárias em algum tipo de programa de transferência de renda, reduz em mais 2 milhões a magnitude da pobreza infantil, que ainda assim alcança, em 2005, 18,5 milhões de crianças (P.T. – Pós-Transferências de Renda). Em outras palavras, em 2005 cerca de um terço das crianças brasileiras vivem em famílias extremamente pobres, isto é, indigentes, na sua grande maioria. Dez anos antes, tal percentual era de 48,6% (P.T.).



Deve-se ter em mente que, desses 18,5 milhões de crianças pobres, cerca de 10,5 milhões vivem em famílias não contempladas com benefício assistencial, o que indica, provavelmente, uma falha de focalização, já que o critério mais importante para a elegibilidade, o de renda, foi respeitado. Logo, são pobres por falha de cobertura, e em razão do desenho do programa que, não assegurando um direito, mas uma renda, favorece tal tipo de distorção (nem todos os habilitados conseguem tornar-se beneficiários). Há que se registrar, porém, que após as transferências de renda, em 2005, o número absoluto de crianças pobres não-beneficiárias de algum tipo de transferência de renda assistencial ainda é maior que o das beneficiárias.

Por outro lado, a tabela 14 indica a existência, em 2005, de 8,2 milhões de crianças (P. T.) que continuam vivendo em situação de déficit agudo de renda, porque o valor das transferências é insuficiente para anular o hiato de renda familiar em relação à linha de pobreza. Mais preocupante ainda é constatar que, dos 10,2 milhões de crianças cujo acesso a algum tipo de benefício assistencial seria possível em tese, 6,2 milhões (crianças sem cobertura previdenciária indireta em famílias nas quais não há registro de recebimento de outros benefícios) não dispõem nem mesmo de algum tipo de cobertura que lhes assegure, até a conclusão do seu ciclo de formação escolar básico, uma renda previdenciária em caso de morte ou de invalidez de parente. Essas são as crianças verdadeiramente órfãs da assistência, pois estão ocultas e sem direito à proteção social.

Outros 4,4 milhões de crianças (P.T.) estão momentaneamente cobertos por um benefício assistencial em 2005, embora não estejam habilitados a requerer cobertura previdenciária. Como as transferências de renda assistenciais podem cessar a qualquer instante, já que não constituem um direito, sua situação mostra-se bastante vulnerável. As mais protegidas, que conjugam acesso a uma renda assistencial e a possibilidade de acesso a uma renda previdenciária, somam, em 2005, apenas 3,8 milhões (P.T.), ou seja, 25% do universo total da pobreza infantil. A instabilidade e a insegurança de acesso (ausência de direito e má focalização), a cobertura insuficiente (menos de 50% das crianças pobres vivem em famílias contempladas com algum tipo de benefício assistencial), e a baixa eficácia da cobertura (nem todas as crianças beneficiárias saíram da pobreza em 2005, P.T., somente 2 milhões) permanecem como a marca do que pode ser denominado renda assistencial familiar capaz de reduzir o índice de pobreza infantil entre nós. Sem dúvida, houve uma grande redução da desigualdade de acesso a

uma renda mínima no tocante às crianças, porém, mais da metade das crianças pobres brasileiras continua integralmente desprotegida, sem poder contar com nenhuma renda compensatória. Esse é um indicador de insegurança socioeconômica dos mais preocupantes.

## 6 NOVOS CONTEXTOS, PROBLEMAS PERSISTENTES

Partindo-se dos dados da Pnad, para 1995, 2001 e 2005, foi possível constatar que os níveis de pobreza foram reduzidos de forma significativa, enquanto a desigualdade de acesso a mecanismos de reposição de renda em termos previdenciários se manteve estável e em níveis elevados. Já o acesso a uma renda assistencial, esse conheceu grande expansão na última década, garantindo acesso quase universal para os idosos carentes, sem, no entanto, assegurar a mesma igualdade de cobertura para as famílias pobres com crianças. As crianças brasileiras continuam fortemente desprotegidas, e não apenas entre as famílias extremamente pobres. Portanto, o quadro atual ainda não se mostra completamente satisfatório do ponto de vista do acesso a uma renda monetária para aliviar riscos, como idade avançada, morte prematura, invalidez, desocupação involuntária ou insegurança socioeconômica básica. Da mesma maneira, os desempregados cujo direito ao seguro-desemprego cessa se encontram em situação de risco, sem uma renda mínima que atue de forma preventiva contra a pobreza e a privação deles e de seus familiares.

Apesar de os dados recentes serem encorajadores, é preciso observar que os efeitos e a determinação relativa às razões do sucesso observado não são de entendimento simples ou condicionados a gestos de voluntarismo. Programas de garantia de renda – com destaque para o BPC da Loas para portadores de deficiência e, especialmente, para idosos – exerceram um papel importante e tornaram inócuas as ferozes críticas que sempre sofreram. A aposentadoria rural, igualmente controversa, surtiu um efeito ainda maior, considerando-se que o número de pessoas atendidas foi expressivo. Os pisos de benefícios equivalentes a um salário mínimo e a recuperação do seu poder de compra tiveram impactos decisivos, sobretudo porque estão centrados em direitos.

Em números absolutos, a queda da pobreza, inquestionável na comparação entre 2001 e 2005, está associada a uma real elevação dos

rendimentos dos mais pobres, bem como ao aumento do volume agregado das transferências de renda via programas do tipo renda mínima. Esse fenômeno somente teve um impulso decisivo e sustentado com a unificação das ações federais, efetuada em 2003, e com a adoção de uma escala de porte nacional e compatível com o passivo acumulado.

Apesar da inequívoca importância das conquistas apontadas, muito centradas na população idosa, continua havendo um número expressivo de brasileiros que integram a força de trabalho e são economicamente ativos, mas não conseguem evitar a desocupação, ou, se conseguem uma ocupação, não se beneficiam de garantias conferidas pelos direitos sociais. Em outras palavras, há uma linha que separa os incluídos – os que dispõem de proteção previdenciária e de garantia de sustento em caso de serem vítimas de riscos típicos de perda de capacidade de trabalho ou de geração de renda – daqueles que não dispõem de proteção nenhuma, nem mesmo da assistencial. E essa clivagem é produtora de muita desigualdade.

Vale lembrar que a desproteção previdenciária atingia 39% da população em idade ativa, em 1995, e manteve-se em patamar equivalente, de 36%, em 2005. A desocupação medida pela Pnad subiu de 6% para 9% no mesmo período, o que agrava e torna desalentador o quadro social num contexto marcado por reduzidos níveis de crescimento econômico.

O quadro é ainda mais complexo quando se observa que a situação de formalidade e informalidade, sempre medida pela inserção ou não no *status* de contribuinte para a Previdência, alterna-se cada vez mais ao longo do ciclo de vida da maioria dos trabalhadores. Além disso, os problemas crônicos que decorrem da precariedade das condições de saúde e de trabalho acabam tendo como reflexo a pressão elevada sobre a Previdência, na forma de pagamento de prestações para invalidez temporária ou permanente. A pensão por morte também reflete esse tipo de problema, mas vem revelando um crescimento que incorpora também a prática de comportamentos oportunistas.

Esse quadro gera um paradoxo, pois, para o trabalhador e sua família, é preferível a condição de inválido com a imputação da perda de capacidade de trabalho, pois isso lhes propicia acesso a rendimentos regulares e contorna os problemas crônicos, gerados pela desocupação, desproteção ou inatividade, que afetam a população adulta. É quase desnecessário dizer que esse quadro não estimula a geração de renda.

Diante do exposto, é possível perceber que a configuração do sistema previdenciário – de inspiração conservadora, baseada nos

critérios de Esping-Andersen (2003), mas com inovações recentes, que guardam relação com o modelo liberal (cobertura assistencial mínima para fins de pobreza comprovada), cuja intervenção somente ocorre *ex post* – acaba estimulando a fuga do mercado de trabalho formal. A crescente demanda por benefícios previdenciários permanentes mostra que existe um forte estímulo à busca de garantia de renda, ainda que isso implique a exclusão do mercado formal de trabalho. Essa exclusão, aliás, não parece ser um grande problema, considerando-se a envergadura do mercado informal no Brasil.

Os desafios enfrentados pelo Brasil exigem que se mobilize uma maior quantidade de força de trabalho, bem como a criação de oportunidades para os excluídos. O nosso modelo de proteção precisa, portanto, aliar garantias de renda com o estímulo ao trabalho, o que não implica instituir contrapartidas que vinculem um ao outro. Bons incentivos dispensam coerções.

Os modelos de proteção social contribuem menos do que o necessário para sanear um quadro caracterizado pela precariedade e associado a baixos níveis de contribuições sociais. Pior ainda, nesse cenário, é a possibilidade de alguém que, ao constatar a perda da capacidade laboral por doença, invalidez ou morte prematura, tenha tido a sorte de se ver amparado diante da adversidade, apesar de ter contribuído em patamares mínimos, inadequados para as técnicas de seguro social. Já outra pessoa em situação similar, que, por conta de percalços da ocupação, não esteja em dia com as contribuições, essa pode ficar desamparada apesar de ter contribuído por um período de até 12 anos.

O reconhecimento da necessidade de adoção de um pilar zero – que preveja o pagamento de benefícios em qualquer circunstância, em um valor que previna efetivamente contra a miséria – e a reorganização do sistema com outros pilares, que permitam ultrapassar os níveis de subsistência de acordo com o esforço para contribuir, são fatores muito importantes para a promoção do desenvolvimento. Atender a todos é o caminho mais seguro para diminuir a preocupante desigualdade social.

## 7 REFERÊNCIAS

CAMARANO, A. A.; PATTI, A. R.; CARNEIRO, I. G. Idoso brasileiro: dependente da família? In: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Como vai a população brasileira**, v. 4, n. 1. Brasília: Ipea, 1999.

CORDERO, B. C. **Universalização da Previdência Social no Brasil**: uma questão ainda em aberto. Campinas: Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), 2005. (Dissertação de mestrado).

DELGADO, G.; CARDOSO, J. C. Universalização de direitos sociais mínimos no Brasil: o caso da previdência rural nos anos 90. In: **Previdência, assistência social e combate à pobreza**. Brasília: Ipea, 2000.

ESPING-ANDERSEN, G. **Towards the good society, once again?** Antwerp: International Research Conference on Social Security-ISSA, May, 6-8, 2003.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006 (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

LAVINAS, L. Transferências de renda: o “quase tudo” do sistema de proteção social brasileiro. In: SICSÚ, J. (Org.). **Arrecadação, de onde vem? Gastos públicos, para onde vão?** São Paulo: Editora Boitempo. (No prelo).

LAVINAS, L.; GARCIA, E. H. **Programas sociais de combate à fome**: o legado dos anos de estabilização econômica. Rio de Janeiro: Editora Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2004. 256 p.

LAVINAS, L.; MATIJASCIC, M.; NICOLL, M. Back on the agenda: evidence if basic income would reduce informality and precarious jobs in Brazil. CONGRESSO BIEN, 11. Cape Town, 2006. **Anais...** Cape Town, África do Sul, 2006.

LE GRAND, J. **The strategy of equality redistribution and social services**. London: George Allen & Unwin, 1982.

MATIJASCIC, M. **Crise e reforma do complexo previdenciário no Brasil**. Campinas: Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), 2002. (Tese de doutorado).

MATIJASCIC, M.; CALSAVARA, R. P. **Brazilian social security in a long living society**. Antwerp: International Research Conference on Social Security-ISSA, May 6-8, 2003.

MATIJASCIC, M.; STEPHEN, K. Social security at the crossroads: toward effective pension reform. In: INTERNATIONAL SOCIAL SECURITY REVIEW. **Latin America**. London: Blackwell, v. 59, 1/2006.

\_\_\_\_\_. Pensions in Brazil and the limits of parametric reform in Latin America. In: STEPHEN, K.; TAPEN, S. (Eds.). **Chapter for lessons from pension reform in the americas**, Under review at Oxford University Press. Boston: Oxford University Press, Oct. 2006. (Forthcoming 2007).

SIMMEL, G. Les pauvres. Paris: Quadrige, PUF, 1998.

TITMUS, R. What is social policy? In: ALCOCK, P. et al. **Welfare and wellbeing**. Richard Titmuss's contribution to social policy. London: Policy Press, 2001.



# CAPÍTULO 20

## Medindo a Progressividade das Transferências

Rodolfo Hoffmann\*

### 1 INTRODUÇÃO

A discussão sobre a melhor forma de cobrar imposto foi um tema básico dos economistas clássicos. John Stuart Mill, por exemplo, em obra publicada em 1848 discute extensamente a tributação progressiva que, conforme suas palavras, consiste em “cobrar uma percentagem maior sobre uma quantia maior”.

Se o imposto  $t$  for uma função da renda inicial  $x$ , ele será estritamente progressivo se, para todo  $x$ ,

$$\frac{d}{dx} \left( \frac{t}{x} \right) > 0 \quad (1)$$

e (fracamente) progressivo se<sup>1</sup>

$$\frac{d}{dx} \left( \frac{t}{x} \right) \geq 0. \quad (2)$$

Indiquemos a renda final como

$$z = x - t. \quad (3)$$

Seja  $L_x$  a ordenada da curva de Lorenz da distribuição de  $x$ , e  $G_x$  o respectivo índice de Gini. Analogamente, sejam  $L_t$  e  $L_z$  as ordenadas das curvas de concentração de  $t$  e  $z$ , obedecendo à ordenação conforme valores crescentes de  $x$ , e sejam  $C_t$  e  $C_z$  as respectivas razões de concentração. Como  $x = z + t$ , a curva de Lorenz ( $L_x$ ) ocupa uma posição entre as curvas de concentração de  $z$  e  $t$ .

\* Professor do Instituto de Economia da Universidade de Campinas (IE/Unicamp), com o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). O autor agradece a colaboração de Fernando Gaiger Silveira e de Rodrigo Octávio Orair.

<sup>1</sup> Essa apresentação dos conceitos e das medidas de progressividade de um tributo ou de um benefício baseia-se em Lambert (2001).



O efeito de um imposto estritamente progressivo pode ser decomposto em duas etapas:

a) cobrança de um imposto proporcional ( $t/x$  constante) que gere a mesma arrecadação total;

b) transferências progressivas (tirando-se mais dos ricos e transferindo para pessoas relativamente pobres).

A etapa (a) não altera a posição da curva de Lorenz, e a (b) produz o caráter progressivo do resultado final fazendo que se tenha  $L_T \leq L_X \leq L_Z$  e  $C_T > G_X > C_Z$ .

O índice de progressividade de Kakwani é

$$\Pi_K = C_T - G_X. \quad (4)$$

O índice de progressividade de Reynolds-Smolensky (Lambert, 2001, p. 207) é

$$\Pi_{RS} = G_X - C_Z. \quad (5)$$

Lambert (2001) apresenta várias outras medidas de progressividade. Consideraremos aqui apenas o índice de Suits (1977), que pode ser definido como

$$\Pi_S = 2 \int_0^1 [L_X(p) - L_T(p)] L'_X(p) dp \quad (6)$$

com  $p$  indicando a abscissa da curva de Lorenz.

Considerando-se  $t$  como uma função contínua da renda inicial ( $x$ ), se o imposto marginal ( $dt/dx$ ) permanecer entre 0 e 1 a ordenação de  $x$ ,  $t$  e  $z$  será a mesma, e, conseqüentemente, as razões de concentração coincidirão com os índices de Gini da respectiva variável; isto é:  $C_T = G_T$  e  $C_Z = G_Z$ . Nesse caso, o índice de progressividade de Kakwani mostra em quanto o índice de Gini do imposto supera o índice de Gini da renda inicial, e o índice de Reynolds-Smolensky mostra a redução do índice de Gini quando se passa da renda inicial para a renda final.

As regras de um imposto tipicamente progressivo – como o imposto sobre a renda – são feitas de maneira que a ordenação das rendas finais ( $z$ ) seja igual à ordenação das rendas iniciais ( $x$ ). Talvez isso explique o fato de a literatura sobre medidas de progressividade de tributos ter dado pouca atenção à questão da possível reordenação das rendas, isto é, à possibilidade de a ordenação das rendas finais ser diferente da ordenação das rendas iniciais.<sup>2</sup> A tradição de se considerar sempre a ordenação conforme a renda inicial parece ter sido incorporada

<sup>2</sup> Somente depois de ter enviado esse capítulo aos organizadores do livro tomei conhecimento de trabalhos de Lerman e Yitzhaki (1985 e 1995), que discutem os efeitos da reordenação antecipando as principais questões metodológicas abordadas adiante.

à análise do caráter progressivo, ou regressivo, de um benefício (uma transferência do governo para as pessoas). Mas as aposentadorias causam uma enorme reordenação das rendas, o que torna importante discutir melhor qual ordenação deve ser adotada ao se calcular uma medida de progressividade.

Na próxima seção deste estudo será revisto, sumariamente, o conceito de razão de concentração, assim como a correspondente decomposição do índice de Gini de uma distribuição.

Na terceira seção proporemos uma modificação do índice de progressividade de Kakwani, de maneira que respeite a ordenação da renda final, e não a ordenação da renda inicial.

Na quarta seção serão analisadas as medidas de progressividade de um benefício, as quais serão aplicadas, na quinta seção, aos dados sobre as aposentadorias e as pensões “oficiais” no Brasil.

A sexta seção destina-se às considerações finais.

## 2 A DECOMPOSIÇÃO DO ÍNDICE DE GINI CONFORME PARCELAS DA RENDA

Consideremos que a renda final está ordenada de maneira que

$$z_1 \leq z_2 \leq \dots \leq z_n. \quad (7)$$

O índice de Gini dessa distribuição pode ser calculado por meio da expressão

$$G_Z = \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n iz_i - \left(1 + \frac{1}{n}\right) \quad (8)$$

ou

$$G_Z = \frac{2}{n\mu} \text{cov}(i, z_i) \quad (9)$$

com  $\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i$ .

Admitamos que a renda  $z_i$  seja formada por  $k$  parcelas:

$$z_i = \sum_{h=1}^k z_{hi}. \quad (10)$$

A média da  $b$ -ésima parcela é

$$\mu_h = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{hi} \quad (11)$$

e a respectiva participação na renda total é

$$\varphi_h = \frac{\mu_h}{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^n z_{hi}}{\sum_{i=1}^n z_i}. \quad (12)$$

Substituindo (10) em (9) obtemos

$$G_Z = \frac{2}{n\mu} \sum_{h=1}^k \text{cov}(i, z_{hi})$$

ou

$$G_Z = \frac{2}{n} \sum_{h=1}^k \varphi_h \frac{1}{\mu_h} \text{cov}(i, z_{hi}). \quad (13)$$

Por analogia com (9), podemos definir a razão de concentração da  $b$ -ésima parcela como

$$C_h^* = \frac{2}{n\mu_h} \text{cov}(i, z_{hi}) = \frac{2}{n} \text{cov}\left(i, \frac{z_{hi}}{\mu_h}\right). \quad (14)$$

Em  $C_h^*$  o asterisco destina-se a lembrar que essas razões de concentração são definidas com base na ordenação conforme a renda final, ao passo que as razões de concentração usadas na seção anterior são definidas considerando-se a ordenação da renda inicial (antes de subtrair o imposto).

De (13) e de (14), segue-se que

$$G_Z = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h^*. \quad (15)$$

A última expressão em (14) mostra que a razão de concentração é proporcional à co-variância entre as posições de ordem  $i$  e as rendas relativas  $z_{hi}/\mu_h$ . Isso demonstra que a razão de concentração não é afetada pela troca de sinal da parcela, uma vez que as rendas relativas permanecerão as mesmas (dada a troca simultânea de sinal do numerador e do denominador). Pode-se verificar que

$$-1 + \frac{1}{n} \leq C_h^* \leq 1 - \frac{1}{n}. \quad (16)$$

### 3 UMA MODIFICAÇÃO DO ÍNDICE DE PROGRESSIVIDADE DE KAKWANI

Relembremos a simbologia usada na primeira seção, em que  $x$  é a renda inicial;  $t$  o imposto pago; e  $z = x - t$  a renda final. Então, considerando-se a ordenação conforme valores de  $x$ , de acordo com (15) temos

$$G_x = (1 - g)C_z + gC_T \quad (17)$$

com  $g$  indicando a relação entre o total do imposto e o total de  $x$ , isto é,

$$g = \frac{\sum t}{\sum x} \quad (18)$$

De (17), segue-se que

$$\frac{1}{1 - g}G_x = C_z + \frac{g}{1 - g}C_T \quad (19)$$

Subtraindo  $\frac{g}{1 - g}G_x$  dos dois membros obtemos

$$G_x = C_z + \frac{g}{1 - g}(C_T - G_x) \quad (20)$$

Subtraindo  $G_z$  dos dois membros, e lembrando a definição do índice de progressividade de Kakwani, conforme a expressão (4) teremos

$$G_x - G_z = \frac{g}{1 - g}\Pi_K - (G_z - C_z) \quad (21)$$

Essa expressão mostra como a mudança no índice de Gini decorrente do imposto pode ser decomposta em uma parcela proporcional ao índice de progressividade de Kakwani e um efeito da reordenação. Se não houver reordenação das rendas em razão do imposto,  $C_z = G_z$  e a mudança no índice de Gini se reduz à primeira parcela.

Se o objetivo da análise é compreender o que determina a desigualdade da renda disponível (ou renda final)  $z = x - t$ , devemos iniciar o procedimento algébrico com uma expressão para  $G_z$ , o que significa priorizar a ordenação conforme os valores de  $z$ , e não conforme valores de  $x$ .<sup>3</sup>

<sup>3</sup> Posição já defendida por Lerman e Yitzhaki (1995).

A partir de (18) é fácil verificar que

$$\frac{\sum x}{\sum z} = \frac{1}{1-g} \quad (22)$$

e

$$\frac{\sum t}{\sum z} = \frac{g}{1-g}. \quad (23)$$

Usando o símbolo  $C^*$  para indicar as razões de concentração baseadas na ordenação conforme valores da renda final  $z$ , aplicando (15) à soma algébrica  $z = x - t$ , e lembrando (22) e (23), obtemos

$$G_Z = \frac{1}{1-g} C_X^* - \frac{g}{1-g} C_T^* \quad (24)$$

$$(1-g)G_Z = C_X^* - gC_T^*$$

ou

$$G_Z = C_X^* - g(C_T^* - G_Z). \quad (25)$$

Trocando o sinal dessa expressão e somando  $G_X$  aos dois membros obtemos

$$G_X - G_Z = g(C_T^* - G_Z) + (G_X - C_X^*). \quad (26)$$

Definimos o índice de Kakwani modificado como

$$\Pi_K^* = C_T^* - G_Z. \quad (27)$$

De (26) e (27) segue-se que

$$G_X - G_Z = g\Pi_K^* + (G_X - C_X^*). \quad (28)$$

Da mesma maneira que (21), essa expressão mostra como a mudança no índice de Gini é composta por um termo associado a uma medida de progressividade do imposto e um efeito puro de reordenação.

Considerando a substituição da ordenação conforme  $x$  pela ordenação conforme  $z$ , a partir de (5) podemos definir, analogamente, o índice de Reynolds-Smolensky modificado como

$$\Pi_{RS}^* = C_X^* - G_Z. \quad (29)$$

Sendo  $L_Z^*(p)$  a ordenada da curva de Lorenz de  $z$ , e  $L_T^*(p)$  a ordenada da curva de concentração de  $t$ , considerando-se a ordenação

conforme valores de  $z$  o índice de Suits modificado é

$$\Pi_S^* = 2 \int_0^1 [L_Z^*(p) - L_T^*(p)] L_Z^*(p) dp. \quad (30)$$

#### 4 PROGRESSIVIDADE DE UM BENEFÍCIO

Lambert (2001) considera um componente da renda (como  $t$ ) progressivo se sua razão média ( $t/x$ ) cresce com  $x$ , e regressivo em caso contrário. Dessa maneira, um benefício (ou transferência do governo)  $b$  é *regressivo* se

$$\frac{d}{dx} \left( \frac{b}{x} \right) \leq 0 \text{ para todo } x.$$

Entretanto, lembrando que um benefício corresponde a um imposto negativo, é razoável, por analogia com (2), considerar que um benefício é *progressivo* se

$$\frac{d}{dx} \left( \frac{-b}{x} \right) \geq 0 \text{ ou } \frac{d}{dx} \left( \frac{b}{x} \right) \leq 0 \text{ para todo } x. \quad (31)$$

Um benefício progressivo contribui para reduzir a desigualdade,<sup>4</sup> por ser proporcionalmente maior para os relativamente pobres.

Dados a renda inicial  $x$  e um benefício  $b$ , a renda final será  $z = x + b$ . Então

$$x = z - b. \quad (32)$$

Indiquemos por  $\beta$  a relação entre o total de benefícios e o total da renda inicial, isto é,

$$\beta = \frac{\sum b}{\sum x}. \quad (33)$$

Segue-se que

$$\frac{\sum z}{\sum x} = 1 + \beta. \quad (34)$$

De (15) e (32), lembrando (33) e (34) obtemos

$$G_X = (1 + \beta)C_Z - \beta C_B. \quad (35)$$

Cabe ressaltar que estamos utilizando razões de concentração calculadas com base na ordenação conforme o valor da renda inicial  $x$ .

<sup>4</sup> Para Lambert (2001), um benefício *regressivo* é que contribui para reduzir a desigualdade. Esse autor reconhece que a terminologia por ele adotada enfrenta resistência em razão da longa tradição dos estudos sobre tributos, nos quais a redução da desigualdade é associada à *progressividade* do imposto. É necessário lembrar, também, que os termos *progressivo* e *regressivo* estão diretamente associados à idéia de menor e de maior desigualdade, respectivamente, quando usamos os conceitos de transferência regressiva ou progressiva de renda para enunciar a condição de Pigou-Dalton.

De (35) segue-se que

$$\frac{1}{1+\beta}G_X = C_Z - \frac{\beta}{1+\beta}C_B.$$

Adicionando  $\frac{\beta}{1+\beta}G_X$  aos dois membros, obtemos

$$G_X = C_Z + \frac{\beta}{1+\beta}(C_X - C_B). \quad (36)$$

O índice de progressividade de um benefício de Kakwani é definido como<sup>5</sup> (Lambert, 2001, p. 270):

$$\rho_K = G_X - C_B. \quad (37)$$

Substituindo (37) em (36), e subtraindo  $G_Z$  dos dois membros, obtemos

$$G_X - G_Z = \frac{\beta}{1+\beta}\rho_K - (G_Z - C_Z). \quad (38)$$

Essa expressão mostra como a mudança no índice de Gini decorrente do recebimento da transferência  $b$  depende do índice de progressividade de Kakwani e de um efeito de reordenação.

Limitamo-nos a apresentar duas outras medidas de progressividade de um benefício:<sup>6</sup> o índice de Reynolds-Smolensky,

$$\rho_{RS} = G_X - C_Z \quad (39)$$

e o índice de Suits,

$$\rho_S = 2 \int_0^1 [L_B(p) - L_X(p)]L'_X(p)dp \quad (40)$$

com  $L_B(p)$  representando a ordenada da curva de concentração do benefício  $b$ , respeitada a ordenação conforme os valores da renda inicial  $x$ .

Assim como no caso dos tributos, se o objetivo é compreender a desigualdade da distribuição da renda final ( $z = x + b$ ) devemos obter, logo no início, uma expressão para  $G_Z$ ; o que significa priorizar a ordenação conforme os valores de  $z$  (e não conforme valores de  $x$ ). Lembremos que as razões de concentração baseadas na ordenação conforme a renda final são representadas por  $C^*$ .

<sup>5</sup> Conforme Lambert (2001, p. 270), substituindo *regressividade* por *progressividade*.

<sup>6</sup> Conforme Lambert (2001, p. 270-272), mas substituindo *regressividade* por *progressividade*.

De (33) obtemos

$$\frac{\sum x}{\sum z} = \frac{1}{1+\beta} \quad (41)$$

e

$$\frac{\sum b}{\sum z} = \frac{\beta}{1+\beta}. \quad (42)$$

Como  $z = x + b$ , utilizando (15) e lembrando (41) e (42) obtemos

$$G_Z = \frac{1}{1+\beta} C_X^* + \frac{\beta}{1+\beta} C_B^* \quad (43)$$

ou

$$G_Z = C_X^* - \beta (G_Z - C_B^*). \quad (44)$$

Trocando o sinal, e somando  $G_X$  aos dois termos, obtemos

$$G_X - G_Z = \beta (G_Z - C_B^*) + (G_X - C_X^*). \quad (45)$$

Para um benefício, definimos o índice de progressividade de Kakwani modificado como

$$\rho_K^* = G_Z - C_B^*. \quad (46)$$

De (45) e (46) segue-se que

$$G_X - G_Z = \beta \rho_K^* + (G_X - C_X^*). \quad (47)$$

Essa expressão mostra, mais uma vez, como a mudança no índice de Gini decorrente do benefício é composta por uma parcela proporcional a um índice de progressividade do benefício e um efeito de reordenação.

Analogamente, podemos definir o índice de progressividade de um benefício de Reynolds-Smolensky modificado como

$$\rho_{RS}^* = C_X^* - G_Z \quad (48)$$

e o índice de progressividade de Suits modificado como

$$\rho_S^* = 2 \int_0^1 [L_B^*(p) - L_Z^*(p)] L_Z^*(p) dp \quad (49)$$

com  $L_B^*(p)$  representando a ordenada da curva de concentração do benefício  $b$ , considerando a ordenação conforme os valores da renda final  $z$ .



É interessante notar que há, em todos os casos analisados, uma relação de proporcionalidade entre o índice de Reynolds-Smolensky e o índice de Kakwani. Para as medidas de progressividade de um tributo, de (5) e (21) obtemos

$$\Pi_{RS} = \frac{g}{1-g} \Pi_K. \quad (50)$$

Para as medidas de progressividade de um tributo modificadas, de (28) e (29) obtemos

$$\Pi_{RS}^* = g \Pi_K^*. \quad (51)$$

Para as medidas de progressividade de um benefício, de (38) e (39) obtemos

$$\rho_{RS} = \frac{\beta}{1+\beta} \rho_K. \quad (52)$$

Para as medidas de progressividade de um benefício modificadas, de (47) e (48) obtemos

$$\rho_{RS}^* = \beta \rho_K^*. \quad (53)$$

Mostraremos, em seguida, que os índices de progressividade  $\rho_K^*$  e  $\rho_{RS}^*$  são proporcionais à intensidade da variação do índice de Gini decorrente de um aumento proporcional arbitrariamente pequeno no valor do benefício.

Inicialmente, de acordo com (43) o índice de Gini da renda final é

$$G_Z = \frac{1}{1+\beta} C_X^* + \frac{\beta}{1+\beta} C_B^*. \quad (54)$$

O novo valor dos benefícios é

$$b_A = \theta b \quad (55)$$

com  $\theta = 1 + \delta$ , em que  $\delta$  é positivo e arbitrariamente pequeno. Admitamos que o pequeno acréscimo nos valores do benefício não cause reordenação das rendas finais, de maneira que as razões de concentração  $C_X^*$  e  $C_B^*$  continuem as mesmas. É claro que, havendo alguma reordenação, os resultados a seguir são apenas aproximadamente válidos.

De (33) e (54) segue-se que o novo valor de  $\beta$  é

$$\beta_A = \theta \beta. \quad (56)$$

Então o novo valor do índice de Gini da renda final é

$$\frac{1}{1+\theta\beta} C_X^* + \frac{\theta\beta}{1+\theta\beta} C_B^*$$

e, lembrando (54), a variação de  $G_Z$  é

$$\Delta G_Z = \left( \frac{1}{1+\theta\beta} - \frac{1}{1+\beta} \right) C_X^* + \left( \frac{\theta\beta}{1+\theta\beta} - \frac{\beta}{1+\beta} \right) C_B^*. \quad (57)$$

Após alguma manipulação algébrica obtemos

$$\frac{\Delta G_Z}{\theta - 1} = \frac{\Delta G_Z}{\delta} = \frac{\beta}{1+\theta\beta} (C_B^* - G_Z). \quad (58)$$

A intensidade da variação do índice de Gini decorrente do aumento proporcional do benefício pode ser definida como

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Delta G_Z}{\delta} = \frac{\beta}{1+\beta} (C_B^* - G_Z) \quad (59)$$

ou, lembrando (46),

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Delta G_Z}{\delta} = \frac{-\beta}{1+\beta} \rho_K^* \quad (60)$$

e, lembrando (53),

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Delta G_Z}{\delta} = \frac{-1}{1+\beta} \rho_{RS}^*. \quad (61)$$

Tais resultados mostram que os índices  $\rho_K^*$  e  $\rho_{RS}^*$  são instrumentos adequados para avaliar o efeito, sobre o índice de Gini, de um pequeno aumento proporcional no valor do benefício ou transferência do governo. O efeito é proporcional a esses índices de progressividade, com sinal contrário.

É interessante considerar uma visão abrangente dos resultados analisados anteriormente. Vimos que, quando a renda final  $z_i$  é formada por  $k$  parcelas – ver expressão (10) –, o índice de Gini pode ser decomposto em  $k$  parcelas, conforme a expressão (15), a qual pode ser colocada na seguinte forma:

$$\sum_{h=1}^k \varphi_h (C_h^* - G_Z) = 0. \quad (62)$$

Analogamente a (59), pode-se verificar que a intensidade da variação de  $G_Z$  decorrente de um pequeno aumento proporcional na parcela  $z_h$  é dada por  $\varphi_h(C_h^* - G_Z)$ , que indica a capacidade de essa parcela contribuir para aumentar ou reduzir a desigualdade.<sup>7</sup> Note-se que  $\varphi_h(C_h^* - G_Z)$  é proporcional às medidas de progressividade modificadas  $\Pi_K^*$ ,  $\Pi_{RS}^*$ ,  $\rho_K^*$  e  $\rho_{RS}^*$ , bastando, para isso, considerar o imposto como uma parcela negativa da renda final. A expressão (62) mostra que a “capacidade redutora de desigualdade” (ou medida modificada de progressividade) é, em geral, positiva para algumas parcelas e negativa para outras, de maneira que a soma seja nula.

É claro que essa análise pode ser facilmente estendida para os índices de Mehran e de Piesch, para os quais são válidas expressões semelhantes a (62) – ver Hoffmann (2004).

## 5 NO BRASIL, APOSENTADORIAS E PENSÕES CONTRIBUEM PARA REDUZIR A DESIGUALDADE?

Nesta seção utilizaremos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliares (Pnad) de 2004 e de 2005 para analisar a progressividade das aposentadorias e das pensões pagas pelo governo ou por instituto de previdência pública. Essa variável, indicada por AP1, é uma parcela do Rendimento Domiciliar *per Capita* (RDPC). Para permitir a comparação com resultados de outros anos, exclui-se a área rural da antiga Região Norte. A variável AP1 será analisada como um benefício ou uma transferência do governo, desconsiderando-se, para tanto, a associação dela com contribuições previamente feitas pelos beneficiados (por parte deles, pelo menos).

De acordo com a simbologia utilizada nas seções anteriores, a renda inicial é  $x = \text{RDPC} - \text{AP1}$ ; o benefício  $b = \text{AP1}$ ; e a renda final  $z = \text{RDPC}$ .

A tabela 1 mostra que os valores dos índices de Gini, razões de concentração e medidas de progressividade de AP1 são muito semelhantes em 2004 e em 2005. Assim, limitar-nos-emos, aqui, a discutir mais pormenorizadamente apenas os resultados de 2005.

Verifica-se que o índice de Gini da renda inicial (excluindo-se AP1) é substancialmente maior que o índice de Gini da renda final:

$$G_X - G_Z = 0,6062 - 0,5661 = 0,0401.$$

<sup>7</sup> Resultado já deduzido por Lerman e Yitzhaki (1985).

De acordo com (38), respeitando-se a ordenação das rendas iniciais essa mudança no índice de Gini pode ser decomposta em duas partes: uma delas associada à progressividade de AP1,

$$\frac{\beta}{1+\beta} \rho_K = 0,1298,$$

e, a outra, à reordenação,

$$C_Z - G_Z = -0,0897.$$

## TABELA 1

Algumas características da distribuição do Rendimento Domiciliar *per Capita* (RDPC) e indicadores da concentração e da progressividade das Aposentadorias e Pensões “oficiais” (AP1) – Brasil<sup>1</sup> – 2004 e 2005

Estatística	2004	2005	
Número de domicílios (1.000)	49.740	51.308	
Número de pessoas (1.000)	173.454	176.995	
Média do RDPC (R\$ correntes)	394,42	440,58	
Média da renda inicial (R\$ correntes)	322,93	360,55	
Média de AP1 (R\$ correntes)	71,49	80,03	
AP1 como fração do RDPC [ $\beta/(1+\beta)$ ]	0,1813	0,1816	
AP1 como fração da renda inicial ( $\beta$ )	0,2214	0,2220	
$G_Z$ (índice de Gini da renda final)	0,5687	0,5661	
$G_X$ (índice de Gini da renda inicial)	0,6062	0,6062	
$G_B$ (índice de Gini de AP1)	0,8752	0,8679	
Razões de concentração com ordenação conforme renda inicial	$\left\{ \begin{array}{l} C_Z \\ C_B \end{array} \right.$	0,4746	0,4764
		-0,1199	-0,1083
$\rho_K$ (índice de Kakwani)	0,7261	0,7145	
$\rho_{RS}$ (índice de Reynolds-Smolensky)	0,1316	0,1298	
$\rho_S$ (índice de Suits)	0,5759	0,5704	
Razões de concentração com ordenação conforme RDPC	$\left\{ \begin{array}{l} C_X^* \\ C_B^* \end{array} \right.$	0,5626	0,5619
		0,5964	0,5850
$\rho_K^*$ (índice de Kakwani modificado)	-0,0276	-0,0190	
$\rho_{RS}^*$ (índice de Reynolds-Smolensky modificado)	-0,0061	-0,0042	
$\rho_S^*$ (índice de Suits modificado)	-0,0214	0,0026	

Nota: <sup>1</sup> Exclusiva área rural da antiga Região Norte.

Todos esses resultados dependem de um índice de Gini ( $G_X$ ) e de razões de concentração ( $C_B$  e  $C_Z$ ) calculados em se considerando uma ordenação hipotética. A ordenação efetivamente observada, baseada na renda final, é muito diferente. Consideremos, por exemplo, um

domicílio com um único morador, cujo único rendimento é uma aposentadoria, ou uma pensão do INSS, no valor de um salário mínimo (R\$ 300,00 em setembro de 2005). De acordo com os dados da Pnad, o RDPC dessa pessoa está bem acima do mediano, que é de R\$ 240,00, e o valor da correspondente renda inicial (sem AP1) é igual a zero.<sup>8</sup> É claro que sem a aposentadoria essa pessoa não poderia estar morando isoladamente, sem nenhum outro rendimento.

Se utilizarmos a expressão (47), a diferença  $G_X - G_Z = 0,0401$  pode, novamente, ser decomposta tanto em uma parte associada à progressividade de AP1:

$$\beta \rho_k^* = -0,0042,$$

como em uma outra associada à reordenação;

$$G_X - C_X^* = 0,0443.$$

Cabe ressaltar que a primeira parcela é calculada em se considerando sempre a ordenação conforme a renda final, mostrando, apropriadamente, que AP1 está contribuindo para aumentar a desigualdade.

De acordo com (60) temos

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Delta G_Z}{\delta} = \frac{-\beta}{1+\beta} \rho_k^* = 0,0035$$

mostrando que um pequeno aumento proporcional em AP1 causaria um ligeiro *acréscimo* no índice de Gini da renda final.<sup>9</sup>

O efeito de AP1 no sentido de promover maior desigualdade certamente está superestimado, pois, em razão da natureza desse tipo de rendimento, seu grau de subdeclaração na Pnad é menor do que o das demais parcelas do RDPC.

É claro que a mudança de resultados em virtude do uso de diferentes ordenações (alterando-se até o sinal do índice de progressividade) é grande, no caso de AP1, por tratar-se de uma parcela importante da renda com um valor mínimo substancial. Consideremos, como outro exemplo, o valor do rendimento de juros, de dividendos e de outros rendimentos, os quais incluem transferências como o do Programa Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada (BPC). Essa parcela, que denominamos JUR, representa 1,77% da renda total em 2005. O índice de Gini excluindo JUR é 0,5737, de maneira que a sua inclusão reduz o índice em

$$G_X - G_Z = 0,5737 - 0,5661 = 0,0076.$$

<sup>8</sup>Nada menos do que 3,27% das pessoas têm RDPC igual a R\$ 300,00, de acordo com a Pnad de 2005. Com a RDPC em ordem crescente, os valores são iguais a R\$ 300,00 desde o ponto em que a proporção acumulada da população é igual a 57,32%, até o ponto em que essa proporção é de 60,58%.

<sup>9</sup>Usando os dados individuais da Pnad, e simulando um acréscimo proporcional arbitrariamente pequeno em AP1, obtivemos um efeito em  $G_Z$  de intensidade 0,0040. A diferença em relação ao resultado obtido com a expressão (60) deve-se a reordenações. Simulando-se uma pequena *redução* proporcional, e um pequeno aumento proporcional em AP1, a intensidade média do efeito no índice de Gini ( $G_Z$ ) é 0,0035. -

Para essa parcela obtivemos  $\rho_K = 0,6050$  e  $\rho_K^* = 0,3277$ , ambos positivos. Na decomposição da mudança do índice de Gini de acordo com (38), os dois termos no segundo membro são

$$\frac{\beta}{1+\beta}\rho_K = 0,0107 \text{ e } C_Z - G_Z = -0,0031$$

e, de acordo com (47),

$$\beta\rho_K^* = 0,0059 \text{ e } G_X - C_X^* = 0,0017.$$

Nesse caso, as parcelas associadas à reordenação são bem menores que aquelas associadas à progressividade de JUR, as quais são ambas positivas.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As medidas usuais de progressividade de um imposto ou de um benefício são baseadas na ordenação conforme a renda inicial. Se a inclusão, ou não, da parcela analisada causa grande reordenação das rendas, a ordenação inicial será fictícia. Propomos o uso de medidas de progressividade que respeitem a ordenação conforme a renda final, que é a efetivamente observada.

Mostramos que a medida de progressividade que respeita a ordenação conforme a renda final é proporcional à intensidade da redução do índice de Gini decorrente de um aumento proporcional arbitrariamente pequeno no valor do benefício.

As aposentadorias e pensões “oficiais” no Brasil constituem um exemplo típico de parcela do rendimento domiciliar *per capita* cuja exclusão causa mudanças drásticas na ordenação das pessoas conforme sua renda. Dependendo da ordenação que é respeitada, até mesmo o sinal dos índices de progressividade muda.

Embora tenha sido desenvolvida em se considerando sempre o índice de Gini, a análise se aplica, também, aos índices de Mehran e de Piesch.

A discussão sobre as medidas de progressividade desenvolvida neste trabalho está relacionada com as divergências na avaliação da contribuição das aposentadorias e das pensões para a desigualdade no

Brasil por meio da metodologia de decomposição do índice de Gini conforme parcelas do rendimento, ou por meio da metodologia de simulações contrafactuais (ver Ipea, 2006, particularmente as seções 5.1 e 5.3; e Hoffmann (capítulo 18 deste volume). Ressaltamos a importância das reordenações associadas à inclusão, ou à exclusão, das aposentadorias e das pensões. É claro que o esclarecimento da questão exige uma comparação pormenorizada das duas metodologias, a qual não foi feita neste estudo.

## 7 REFERÊNCIAS

HOFFMANN, R. Decomposition of Mehran and Piesch inequality measures by factor components and their application to the distribution of *per capita* household income in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 24, n. 1. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), p. 149-171, May 2004.

\_\_\_\_\_. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. (Artigo publicado neste volume).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

LAMBERT, P. J. **The distribution and redistribution of income**. 3. ed. Manchester: Manchester University Press, 2001.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. **The Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 1, p. 151-156, Feb. 1985.

\_\_\_\_\_. Changing ranks and the inequality impacts of taxes and transfers. **National Tax Journal**, v. 48, n. 1, p. 45-59, Mar. 1995.

SUITS, D. B. Measurement of tax progressivity. **American Economic Review**, v. 67, n. 4, p. 747-752, Sept. 1977.





# CAPÍTULO 21

## Redução da Desigualdade e Programas de Transferência de Renda: uma análise de equilíbrio geral

Samir Cury\*

Maria Carolina da Silva Leme\*

### 1 INTRODUÇÃO

Entre os determinantes da queda da desigualdade medida pelo índice de Gini, os quais são identificados na nota técnica do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea, 2006), intitulada *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*, reeditada no volume 1 deste livro e doravante referida como *Relatório Ipea*, as transferências públicas de renda contribuem com uma parcela significativa para essa redução, ou seja, 37% do total. Nesse grupo, os programas Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada (BPC) respondem por 23% da queda, o que representa 62% desse agrupamento de fatores (ver tabela 7, item 5.3). Tendo em perspectiva o impacto e a relevância dessas políticas, também este trabalho procura investigar, embora com outros instrumentos, seus efeitos sobre a redução observada da desigualdade.

É de esperar que os programas de transferência de renda para as famílias mais pobres tenham impactos sobre o funcionamento da economia. Por exemplo, essas transferências provocam um aumento na demanda por bens de salário, alterando os preços relativos desses bens em relação ao dos demais, o que deve refletir num aumento de produção e do emprego nos setores que produzem tais bens. Os salários dos trabalhadores desses setores também devem aumentar e, assim, temos possíveis impactos redistributivos por toda a economia, inclusive sobre as famílias que receberam a transferência inicial de renda. *A priori*, não se pode saber se tais efeitos de equilíbrio geral reforçam ou diminuem a mudança na desigualdade provocada pelas

\* Os autores são professores da Fundação Getúlio Vargas (FGV), de São Paulo. Além de agradecerem a Vladimir Teles, as discussões iniciais; a Samuel Franco e a Mirela de Carvalho, as informações sobre benefícios sociais nas Pnads e o cálculo de indicadores; os autores agradecem também, a Euclides Pedroso, o cálculo dos indicadores de desigualdade nas versões iniciais deste trabalho.

transferências, mesmo porque eles dependem da forma como o aumento de gastos públicos, que representam, é financiado.

O objetivo deste trabalho é, pois, avaliar o impacto dos programas de transferências de renda sobre a redução da desigualdade, levando-se em conta os efeitos de equilíbrio geral sobre a renda das famílias. Para tanto, será utilizado um modelo de equilíbrio geral computável, com especificação desagregada para setores econômicos, trabalhadores e famílias, com a presença do governo, das empresas e do setor externo, em que se estima o impacto do Bolsa Família e do BPC entre 2001 e 2005. São consideradas diferentes alternativas para o financiamento dessa despesa as seguintes: aumento da dívida pública, corte de outros gastos do governo e aumento de impostos.

Além do impacto dos programas de transferência de renda sobre os indicadores de desigualdade, o modelo permite analisar os efeitos deles sobre o emprego, o salário, a renda das famílias e também sobre as principais variáveis macroeconômicas. Não se pretende aqui reproduzir a trajetória recente da economia brasileira, uma vez que este trabalho não introduz os choques relevantes do período, além de utilizar diversas hipóteses simplificadoras sobre o seu funcionamento. No entanto, o instrumental nele adotado permite isolar o impacto específico desses programas por uma perspectiva de equilíbrio geral, bem como avaliar os resultados à luz das variadas alternativas de financiamento.

Além desta introdução, este estudo contém uma segunda seção, com uma breve descrição do modelo, que é seguida, na terceira seção, pela descrição das simulações. Na quarta seção, os principais resultados são discutidos, e, finalmente, na quinta, as conclusões são apresentadas.

## 2 O MODELO

O modelo de equilíbrio geral computável aqui utilizado é o de Cury, Coelho e Corseuil (2005),<sup>1</sup> com as modificações de Cury e Coelho (2006). O modelo considera três categorias de agentes (firmas, famílias e governo) e três mercados (o de produto, o de trabalho e o externo), que passamos a descrever.

### 2.1 Demanda de bens

As famílias são classificadas – de acordo com a renda familiar, o nível de urbanização do local de residência e as características do chefe – em: família pobre urbana chefiada por pessoa ativa ( $f_1$ ), família

<sup>1</sup> Esse modelo é resultado de uma série de modificações feitas no modelo proposto por Devarajan, Lewis e Robinson (1991), como pode ser visto em Cury (1998); Barros, Corseuil e Cury (2000a); Coelho et al. (2003); e Cury e Coelho (2006).

pobre urbana chefiada por pessoa não ativa ( $f_2$ ), família pobre rural ( $f_3$ ), família urbana com renda média baixa ( $f_4$ ), família urbana com renda média ( $f_5$ ), família rural com renda média ( $f_6$ ), família com renda média alta ( $f_7$ ), e família com renda alta ( $f_8$ ).<sup>2</sup> As famílias escolhem o nível ótimo de consumo maximizando sua utilidade, tipo Cobb-Douglas, sujeitas a sua restrição orçamentária.<sup>3</sup>

As famílias e as firmas consideram os bens domésticos e importados substitutos imperfeitos, como proposto por Armington (1969), e sua utilidade é medida em quantidade de produto por uma função CES:

$$Q_i = a_i c \left[ \delta_i M_i^{(\rho_{ic}-1)/\rho_{ic}} + (1-\delta_i) D_i^{(\rho_{ic}-1)/\rho_{ic}} \right]^{\rho_{ic}/(\rho_{ic}-1)} \quad (1)$$

em que  $M_i$  é o volume importado do bem  $i$ ;  $D_i$  é a demanda doméstica do bem  $i$  produzido no País;  $a_i c$  e  $\delta_i$  são parâmetros; e  $\rho_{ic}$  é a elasticidade de Armington entre  $D_i$  e  $M_i$ .<sup>4</sup> Finalmente,  $Q_i$  indica a utilidade derivada do consumo do bem  $i$ .<sup>5</sup>

O setor externo também demanda o produto doméstico e reage aos preços relativos. Assim como na demanda de importados, a demanda externa vem da maximização de uma utilidade CES, com substituição imperfeita entre os produtos brasileiros que serão exportados e os externos.

O governo também maximiza uma função Cobb-Douglas, sujeito à sua restrição orçamentária, que corresponde ao gasto total, fixado de acordo com a quantidade registrada no ano-base.

As firmas demandam mercadorias que satisfaçam suas exigências de produção, de acordo com os coeficientes técnicos da matriz de insumo-produto. Como não há acumulação de capital, o investimento é apenas um elemento da demanda, e pode ser visto como consumo final das firmas. As firmas também consideram os bens domésticos e importados como substitutos imperfeitos.

A poupança é igual ao investimento, do qual uma parcela destina-se a estoque de bens finais, calculado como proporção fixa do produto setorial, e o restante é o investimento líquido necessário para aumentar a produção, distribuído de forma exógena entre os setores, refletindo a informação das matrizes de insumo-produto (bens pelo setor de origem) e da matriz de composição setorial do capital (bens pelo setor de origem e destino).

<sup>2</sup> O critério de renda para classificação das famílias são:  $f_1$ ,  $f_2$  e  $f_3$  se localizam entre o 1º e o 20º centil de renda,  $f_4$  entre o 20º e 50º,  $f_5$  entre o 50º e 70º,  $f_6$  entre o 70º e o 95º,  $f_7$  entre 70º e o 95º e, finalmente,  $f_8$  entre o 95º e o 100º centil.

<sup>3</sup> A maximização deveria ser intertemporal, mas, de um ponto de vista prático, é feita em relação aos bens e aos serviços disponíveis no período.

<sup>4</sup> Essas elasticidades foram estimadas por Tourinho et al. (2002) para os mesmos setores do modelo.

<sup>5</sup> É a quantidade de um bem composto hipotético, importado e doméstico, demandado pelas famílias.

## 2.2 Oferta de bens

A produção doméstica de cada setor é representada por uma função de produção em três estágios.

No primeiro, a quantidade ótima dos diversos tipos de trabalho é combinada em um trabalho composto  $Ld_i$  para cada setor  $i$ , em uma função Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala:<sup>6</sup>

$$Ld_i = \prod_l F_{il}^{\beta_{il}} \quad (2)$$

em que  $\beta_{il}$  é a participação de cada tipo de trabalho.

No segundo estágio, em cada setor o trabalho agregado e o capital combinam-se em uma função de produção com elasticidade constante, para produzir o valor (*quantum*) de  $X$ :

$$X_i = a_i^D \left[ \alpha_i Ld_i^{\rho_{ip}} + (1 - \alpha_i) K_i^{\rho_{ip}} \right]^{1/\rho_{ip}} \quad (3)$$

em que  $a_i^D$  é o parâmetro de mudança das CES;  $\alpha_i$  é a participação do trabalho no *quantum* da produção do setor  $i$ ; e  $\rho_{ip}$  é a elasticidade de substituição entre trabalho e capital.

No terceiro estágio, os insumos intermediários de cada setor ( $INT_i$ ) são obtidos por meio de uma função de produção Leontief (proporção fixa da produção total  $X_j$  do setor  $j$ ):<sup>7</sup>

$$INT_i = \sum_j \alpha_{ij} X_j \quad (4)$$

em que  $\alpha_{ij}$  é o coeficiente técnico do insumo  $j$  no setor  $i$ .

Os produtores domésticos reagem ao preço relativo nos mercados doméstico e internacional, e o produto doméstico é dividido por uma função de transformação com elasticidade constante (CET), com substituição imperfeita entre os produtos vendidos nesses mercados:

$$X_i = a_i^T \left[ \gamma_i E_i^{(\rho_{it}+1)/\rho_{it}} + (1 - \gamma_i) D_i^{(\rho_{it}+1)/\rho_{it}} \right]^{(\rho_{it}+1)/\rho_{it}} \quad (5)$$

em que  $E_i$  e  $D_i$  são, respectivamente, o volume exportado e o produto doméstico vendido no mercado interno;  $a_i^T$  e  $\gamma_i$  são os parâmetros do modelo; e  $\rho_{it}$  é a elasticidade de transformação.<sup>8</sup>

Quanto ao setor externo, supomos que a oferta seja infinitamente elástica.<sup>9</sup>

O investimento é apenas mais um componente da demanda, pois não há acumulação de capital. Logo, é um modelo de médio prazo, com capital constante e preços flexíveis.

<sup>6</sup> Isso significa que, se dobrarmos a quantidade de todos os tipos de trabalho, dobraremos a quantidade de trabalho agregado.

<sup>7</sup> Devarajan et al. (1991) usam somente o primeiro e o terceiro passo, combinando capital com trabalho e valor adicionado com insumos, nessa ordem.

<sup>8</sup> Não existem estimativas para as elasticidades de exportação que utilizem uma estrutura CET para uma especificação setorial muito desagregada. Assim, foi utilizado o mesmo procedimento, como em Cury (1998, p. 112-113), que utilizou as elasticidades de Holand-Holst, Reinert e Shiells (1994) para a economia americana.

<sup>9</sup> Dessa forma, a demanda por bens importados é totalmente satisfeita, sem sofrer nenhuma restrição de oferta externa.

## 2.3 Mercado de trabalho

Os trabalhadores são classificados de acordo com o tipo de contrato no mercado de trabalho. Ou seja, em formal ou informal, conforme o setor contratante (se privado ou público) e de acordo com o grau de qualificação da mão-de-obra. Assim, temos os seguintes tipos: trabalho informal não qualificado ( $I_1$ ), informal qualificado ( $I_2$ ), formal de baixa qualificação ( $I_3$ ), formal de qualificação média ( $I_4$ ), formal de alta qualificação ( $I_5$ ), funcionários públicos de baixa e média qualificação ( $I_6$ ) e funcionários públicos qualificados ( $I_7$ ). São considerados de baixa qualificação os trabalhadores com até 8 anos de estudo; de média qualificação aqueles com 12 anos de estudo; e de alta qualificação aqueles com mais de 12 anos de estudo.

As firmas maximizam o lucro, tomando como dados: o preço de seu produto, o dos insumos de produção, as sete categorias de trabalho, como já definidas, e o capital. Das condições de primeira ordem da maximização de lucro temos as demandas derivadas para cada tipo de trabalho, que igualam salários com sua produtividade marginal:

$$P_i \partial X_i / \partial F_{ii} = W_{ii} \quad (6)$$

O equilíbrio no mercado de trabalho é determinado pela interseção da curva de demanda de trabalho com a curva de salário  $S$ .<sup>10</sup> O salário de equilíbrio é mais elevado do que o que seria determinado pela interseção da demanda e de uma oferta inelástica de trabalho ( $E^o$ ). Essa diferença de quantidade de trabalho,  $L^o - L$ , é considerada um excesso de oferta de trabalho e corresponde à taxa de desemprego da economia. A curva de salário  $S$  é determinada empiricamente e corresponde à relação observada entre desemprego e salários, em período recente, para o Brasil:<sup>11</sup>

$$\ln W_i = \alpha_i - \beta_i \ln U_i \quad (7)$$

Essa, portanto, não é uma oferta de trabalho derivada do comportamento ótimo dos agentes, e, como tal, não capta os possíveis efeitos decorrentes de uma renda não vinculada ao trabalho, advindos dos programas de transferência de renda.<sup>12</sup>

Uma vez definido o emprego, o salário ( $w_i$ ) e o desemprego para cada tipo de trabalho, o salário de um tipo de trabalhador num setor específico ( $w_{ii}$ ) é calculado pelo diferencial relativo setorial. Com a demanda de trabalho especificada para cada trabalhador (equação 6), o nível de emprego setorial para cada tipo de trabalho é determinado e, então, agregado pela função de agregação Cobb-Douglas (equação 2), que define o trabalho composto de cada setor.

<sup>10</sup> Esse tratamento restringe-se aos trabalhadores no setor privado. Para os funcionários públicos, utilize-se o fechamento tradicional dos modelos de EGC, com o salário ou o emprego fixo. Assim, não há substituição entre trabalhadores nos setores privado e público, nos setores em que não há empresas públicas. Onde ambas as empresas coexistem, as mudanças na composição de trabalhadores públicos e privados seguem as mudanças de composição das empresas.

<sup>11</sup> Uma descrição breve da curva de salários pode ser encontrada em Cury, Coelho e Corseuil (2005); e outra mais detalhada em Blanchflower e Oswald (1990 e 1994). Os parâmetros utilizados são os de Reis (2002).

<sup>12</sup> A introdução de um submodelo para a oferta de trabalho é fundamental em trabalhos futuros sobre programas de transferência de renda. No *Relatório Ipea* (Ipea, 2006), são citados dois trabalhos que tratam de temas similares: Camargo e Reis (2005); e Barros, Carvalho e Franco (2007).

## 2.4 Mecanismos de transferência de renda

**Famílias** – A remuneração do capital é paga às empresas,<sup>13</sup> e, a do trabalho, às famílias. Em cada setor, o pagamento do capital é distribuído entre as firmas de acordo com sua participação inicial nos recebimentos totais do capital, e depois é repassado às famílias (YK) de acordo com a participação ( $\varepsilon_{hk}$ ) delas nesses fluxos de renda. Os salários são transferidos para as famílias em conformidade com a participação ( $\varepsilon_{hl}$ ) dos trabalhadores em cada uma delas. As famílias recebem, ainda, as transferências líquidas do exterior ( $RE_h$ ), ajustadas pela taxa de câmbio R, bem como as transferências dos governo (TG) na forma de pagamentos de benefícios (transferências diretas de renda)<sup>14</sup> e outras transferências (juros, etc.), que são alocadas de acordo com a participação inicial ( $\theta_{ht}$ ). A renda da família  $h$  é:

$$Y_h = \varepsilon_{hl} \cdot W_l + \varepsilon_{hk} \cdot YK + (pindex) \cdot \theta_{hk} \cdot TG + R \cdot RE_h \quad (8)$$

**Governo** – O governo gasta consumindo ( $\sum_i CG_i$ ), transferindo recursos monetários para as famílias e as empresas, na forma de pagamento de juros das dívidas doméstica e externa, e cobre o déficit do sistema de seguridade social. Assim como ocorre para as famílias, as transferências governamentais para cada tipo de empresa seguem as proporções observadas no ano-base ( $\theta_k$ ). O governo também transfere renda para o exterior (GE). Seu gasto total é:

$$GG = \sum_i CG_i + pindex \cdot (\theta_{ht} + \theta_k) \cdot TG + R \cdot GE \quad (9)$$

O governo tem três tipos de receita. As duas primeiras fontes são os impostos diretos sobre a renda das empresas e das famílias ( $\phi_h$  e  $\phi_k$ , respectivamente), e os impostos indiretos sobre os bens domésticos e os importados (proporcionais aos volumes de produção ( $X$ ), a importação ( $M$ ) e o valor adicionado ( $VA$ )). A terceira fonte de recursos são as transferências recebidas do exterior ( $gfbor$ ). Há ainda o equilíbrio das contas da previdência social.<sup>15</sup> Assim, a receita total do governo é dada por:

$$RG = \sum_h \phi_h \cdot Y_h + \sum_k \phi_k \cdot Y_k + \sum_j (\eta_j + \xi_j) \cdot X_j + \sum_i (\pi_i + \sigma_i) \cdot VA_i + \sum_i (\mu_i + k_i + \gamma_i) \cdot M_i + R \cdot PR + SOCBAL \quad (10)$$

em que  $\eta_j$  são as alíquotas dos outros impostos sobre a produção;  $\xi_j$  e  $\pi_i$  são, respectivamente, as alíquotas do PIS/Cofins no valor da produção do setor  $i$ 's (regime cumulativo) e no valor adicionado (regime não cumulativo);  $\sigma_i$  e  $k_i$  são, respectivamente, as alíquotas dos impostos ICMS-IPi sobre o valor adicionado;  $\mu_i$  é a tarifa de importação; e  $\gamma_i$  é a alíquota de PIS-Cofins na importação dos bens tipo  $i$ .

<sup>13</sup> Classificadas em pequenas (pessoas auto-empregadas) e em grandes (outras empresas).

<sup>14</sup> Essas transferências incluem os benefícios da Previdência Social, assim como as transferências de desemprego e de programas sociais.

<sup>15</sup> A seguridade social é tratada como um outro agente no modelo, e isso não só pela quantia de recursos que administra, como também pelas contribuições que arrecada das empresas ou dos trabalhadores.

O déficit público, a poupança privada (firmas e famílias) e a poupança externa definem os recursos que podem ser gastos com o investimento.

## 2.5 Base de dados

Os dados usados no modelo são derivados de uma Matriz de Contabilidade Social desenvolvida em Cury, Coelho e Pedroso (2006a), que contém todas as informações de preços e quantidades do ano-base do modelo (2003).<sup>16</sup> Além disso, todos os coeficientes e parâmetros do modelo obtidos pelo processo de calibração são calculados com base nessa matriz.<sup>17</sup> Os dados são consistentes com os das Contas Nacionais de 2003, que são os mais recentes divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Por seu turno, a estimativa dos índices de desigualdade é feita por meio de procedimentos *top-down*, com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2003 e os resultados da renda familiar coletados nas simulações realizadas.

## 2.6 Fechamento do modelo

O modelo é de médio prazo, pois, como já mencionado, o estoque de capital está constante. Os preços são flexíveis e o modelo é neutro e dicotômico. Embora não tenha moeda, a taxa de câmbio determina o valor nominal das variáveis reais e pressupõe o equilíbrio do balanço de pagamentos, de tal forma que as exportações não só respondem à demanda externa como também se ajustam a variações nas importações, mantendo o resultado da balança comercial fixo, em USD.

A identidade entre poupança e investimento é atingida com as propensões a poupar fixas, tanto das famílias quanto das empresas. Desse modo, o investimento ajusta-se ao total de poupança gerado no modelo, seguindo uma regra do tipo *savings driven*. Com relação ao governo, o déficit público é endógeno, e o consumo do governo é fixado na sua quantidade ainda que com valor nominal variável em virtude da flexibilidade de preços.

<sup>16</sup> Os valores da MCS 2003 respeitam os valores das Contas Nacionais para o mesmo período, tanto para os agregados das Contas Econômicas Integradas quanto para os setores das Tabelas de Recursos e Usos. Para a desagregação entre fatores e instituições, são utilizadas principalmente as informações da Pnad e da POF 2003.

<sup>17</sup> A matriz não será descrita aqui, mas qualquer informação sobre ela pode ser conseguida com os autores.

## 3 SIMULAÇÕES

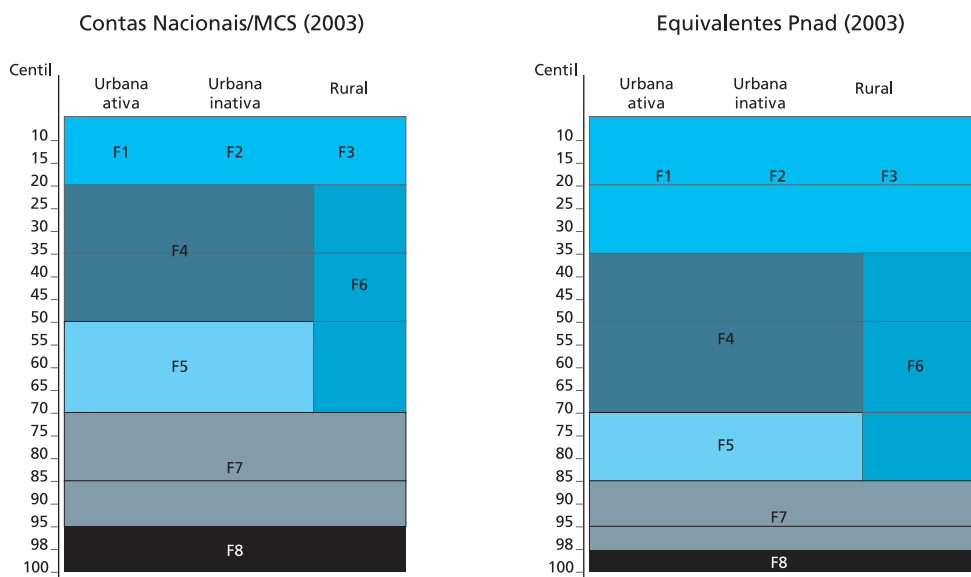
As simulações foram feitas em três passos. O primeiro foi compatibilizar as famílias do modelo, classificadas de acordo com a renda da base de dados do modelo, ou seja, a Matriz de Contabilidade Social (2003), com suas equivalentes na Pnad.



Dessa forma, e como discutido na seção 4.3 do *Relatório Ipea* (Ipea, 2006), pelas Contas Nacionais a renda das famílias é bem mais elevada do que pela Pnad, ou seja: de R\$ 1.136 bilhões contra R\$ 827 bilhões, respectivamente, em 2003. Em consequência, e considerando-se os valores absolutos da renda familiar, as famílias mais pobres no modelo ( $f_1, f_2$  e  $f_3$ ), que são as 20% mais pobres pela MCS (2003), estariam, aproximadamente, entre as 35% mais pobres pela Pnad. Os limites de renda da família  $f_4$ , que estão entre o 20° e o 50° centil na MCS, estariam entre o 35° e o 75° centil na Pnad, e assim sucessivamente, como pode ser visto no gráfico 1. Diante dessas diferenças de valores absolutos, a opção adotada neste trabalho foi a de fazer as associações entre as famílias-MCS e as famílias-Pnad por meio das posições relativas das famílias nessas duas classificações, ou seja, os valores absolutos nessa associação não são considerados.

## GRÁFICO 1

Comparação da renda familiar *per capita* entre famílias na MCS e na Pnad



Fonte: Resultados dos modelos de simulação.

Tal escolha influencia a distribuição dos benefícios do Bolsa Família e do BPC entre as famílias do modelo. Se, em vez das posições relativas, utilizarmos a renda absoluta, os montantes de benefícios alocados estariam mais concentrados entre as famílias pobres, o que resulta num impacto significativamente maior sobre os indicadores de desigualdade. Ainda assim, essa escolha justifica-se porque a distribuição

de renda, tanto na Pnad quanto na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), apresentam valores muito próximos, a despeito das diferenças observadas nos rendimentos absolutos. Optou-se, portanto, por manter a mesma distribuição relativa observada de benefícios nas famílias da Pnad e nas famílias que compõem a base de dados do modelo, cujos limites de renda foram derivados da POF e das Contas Nacionais.

O segundo passo foi verificar, para cada ano, a estrutura de distribuição das transferências do Programa Bolsa Família e do BPC, de acordo com os centis de renda familiar *per capita* total das Pnads, compatibilizando-os com as divisões de renda presentes no modelo, como pode ser visto na tabela 1. Diante da necessidade de uniformização com o *Relatório Ipea* (Ipea, 2006), adotamos a mesma distribuição de benefícios utilizada na seção 5.3 do referido relatório, utilizando os mesmos microdados daquela análise.<sup>18</sup>

TABELA 1

Distribuição das transferências segundo as Pnads

Classes	2001		2003		2005	
	Bolsa Família	BPC	Bolsa Família	BPC	Bolsa Família	BPC
Até 20 centis	26,0	14,5	36,1	11,2	41,6	8,8
De 20 até 50 centis	27,7	39,0	34,4	40,0	38,2	37,0
De 50 até 70 centis	7,7	28,1	8,4	29,5	8,1	33,7
De 70 até 95 centis	23,2	14,8	12,4	17,4	7,9	16,1
De 95 até 100 centis	15,4	3,6	8,6	1,9	4,2	4,5

Fonte: Resultados do modelo de simulação.

A tabela 1 também corresponde à distribuição de benefícios *ex post* em Soares (2006). Como se pode observar, os vazamentos no Bolsa Família (considerando as famílias com renda superior à mediana) reduziram-se significativamente no período, de 46% em 2001, para 20% em 2005. Já no caso do BPC, observa-se um forte aumento nesse período, de 46% para 54%. Ainda que tal resultado reflita a medição da renda familiar após o recebimento do benefício, que é concedido em base individual, esse vazamento revela um problema de focalização do programa. Isso poderia ser evitado se a transferência fosse calculada de forma similar a do Imposto de Renda negativo, que concede o benefício na margem evitando saltos no rendimento final das famílias, para muito além de qualquer linha de pobreza.

Como os valores do modelo devem refletir o total de benefícios efetivamente transferidos, as proporções da tabela 1 foram aplicadas aos montantes da execução orçamentária da união dos dois programas,

<sup>18</sup> Ver Barros, Cury e Ulyssea, capítulo 7 do volume 1 deste livro.

em cada um dos anos, o que gerou os valores monetários efetivamente transferidos, como pode ser visto na tabela 2 (adaptada para as proporções do modelo). Os dados do Bolsa Família são do Ministério da Fazenda, enquanto os do BPC são do Ministério da Fazenda, para 2001 e 2003, e do Ministério do Desenvolvimento Social, para 2005.

**TABELA 2**  
Montantes de benefícios distribuídos por família (R\$ milhões)

	2001		2003		2005	
	Bolsa Família	BPC	Bolsa Família	BPC	Bolsa Família	BPC
$f_1$	267,66	178,20	965,73	224,39	1.823,80	293,17
$f_2$	0,00	145,80	0,00	183,59	0,00	239,87
$f_3$	419,17	78,68	735,44	196,64	1.342,22	237,20
$f_4$	284,33	872,56	920,93	1.462,90	1.677,69	2.245,95
$f_5$	79,13	630,35	225,91	1.079,85	354,55	2.043,56
$f_6$	212,25	299,02	392,67	592,69	745,80	1.099,69
$f_7$	285,81	399,96	386,43	713,50	402,55	1.084,27
$f_8$	165,64	89,44	235,90	79,43	190,39	279,30
Total	1.714,00	2.694,00	3.863,00	4.533,00	6.537,00	7.523,00

Fonte: Resultados dos modelos de simulação.

Nota:  $f_1$  – famílias urbanas pobres chefiadas por indivíduos ativos;  $f_2$  – famílias urbanas pobres chefiadas por inativos;  $f_3$  famílias rurais pobres;  $f_4$  famílias urbanas de renda média baixa;  $f_5$  – famílias urbanas com renda média;  $f_6$  – famílias rurais de renda média;  $f_7$  – famílias com renda média alta;  $f_8$  – famílias com renda alta.

Os totais na tabela 2 identificam um aumento sistemático nos recursos que foram empregados nos dois programas. Entre 2001 e 2005, os ambos programas tiveram, em conjunto, aumento de 220%, sendo de 280% o aumento do Bolsa Família, e de 180% o do BPC.

O terceiro passo foi imputar, às famílias do modelo, o montante das diferenças entre 2003 e 2001, e entre 2001 e 2005, de tal forma que, mantendo-se a estrutura econômica de 2003, as transferências para as famílias são as de fato transferidas pelo governo federal nesses anos.

Para realizar as simulações no modelo EGC adotado, é necessário ainda respeitar a restrição orçamentária do governo, ou seja, cumpre identificar a fonte de recursos para esse aumento das despesas, representado pelas transferências de renda associadas ao BPC e ao Bolsa Família. De uma forma geral, nesse período observa-se que o governo federal financiou seus gastos e transferências tanto pelo aumento da dívida nominal quanto pela redução de outros gastos, por meio da DRU (Desvinculações de Receitas da União), e também pelo aumento de impostos.

Assim, as simulações de imputação dos valores das transferências, entre 2001 e 2005, no ano-base do modelo foram feitas sob quatro

hipóteses de financiamento do setor público. Na primeira, denominada S1, o aumento de transferências é feito sem um corte equivalente do gasto corrente ou um aumento da receita, ou seja, com aumento de dívida.<sup>19</sup> Na segunda, denominada S2, há um corte linear nos gastos correntes, no mesmo montante monetário da variação de benefícios. Nas outras duas simulações, supõe-se que uma parcela do aumento de gastos seja financiada simultaneamente por aumento de receita. Dessa forma, na terceira simulação, denominada S3, o aumento do gasto é financiado pela reforma ocorrida no mesmo período do PIS-Cofins.<sup>20</sup> Como o aumento do PIS/Cofins identificado em Cury (2006) corresponde a 73% dos gastos, supusemos que os 27% restantes fossem financiados da mesma forma como na simulação 1, por meio do aumento de dívida. A quarta simulação, denominada S4, é uma alternativa de financiamento ao PIS/Cofins, e considera um aumento linear nos impostos diretos pagos pelas famílias.<sup>21</sup> Para manter a comparabilidade das simulações, a mesma composição de financiamento do caso anterior foi mantida: 73% com impostos e 27% com dívidas.

Essas mudanças nas transferências para as famílias são choques exógenos na composição e no valor da renda das famílias, que alteram também, as despesas públicas com transferências e, no caso das simulações 3 e 4, a receita de impostos do setor público. Diante desse choque introduzido no modelo de equilíbrio geral, que pressupõe um equilíbrio *ex ante* de todo o sistema econômico, várias reações dos agentes econômicos serão induzidas pelos sinais de preços e pelas variações de quantidade, até que se alcance o novo equilíbrio geral *ex post*. Na próxima seção, serão apresentados os resultados que comparam essas duas situações econômicas.

<sup>19</sup> No modelo, esse aumento de dívida tem como consequência principal a redução da poupança doméstica, provocando redução no investimento, mas não traz o impacto dessas alterações sobre as trajetórias de crescimento e/ou de aumento de risco.

<sup>20</sup> Especificamente com relação às despesas com transferências, o orçamento da União em 2005 revela que a Cofins correspondeu a 98% dos recursos do Fundo Nacional de Assistência Social (FNAS), que é a unidade orçamentária responsável pelo BPC. Já no caso do Bolsa Família, os recursos nesse mesmo exercício foram provenientes do Fundo de Combate à Pobreza, que acumula diversas fontes de recursos orçamentários. Ver Boschetti, Teixeira e Dias (2004).

<sup>21</sup> Impostos diretos são aqueles sobre a renda e o patrimônio, de responsabilidade das pessoas físicas, como o Imposto de Renda, o IPVA e o IPTU. O aumento imputado seria equivalente a 15% do valor efetivamente arrecadado por eles, majorados pela aplicação desse aumento sobre a alíquota efetiva de cada uma das famílias do modelo.

## 4 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta as estimativas para os índices de Gini e de Theil, bem como a razão entre a renda dos 20% mais ricos em relação à dos 20% mais pobres para as diversas alternativas de financiamento das despesas com transferências, tendo como base o ano de 2003.

Como seria de esperar para um programa de transferência de renda focalizado nas famílias mais pobres, a redução de desigualdade medida pelo índice de Theil é bem superior à medida pelo índice de Gini – ver seção 4.1 do *Relatório Ipea* (Ipea, 2006). A diferença com o indicador original mede o impacto dos dois programas sobre a desigualdade, para

cada uma das alternativas de financiamento. Podemos observar que as formas de financiamento têm impactos bastante distintos sobre a redução de desigualdade para todos os indicadores: a maior redução é alcançada com o aumento linear dos impostos diretos sobre as famílias (S4), seguido pelo corte linear dos gastos (S2). A forma de financiamento mais regressiva é com o aumento do PIS/Cofins (S3), que foi utilizado parcialmente, para financiar essas despesas no orçamento da União, em 2005.

TABELA 3

Indicadores de desigualdade da distribuição de renda *per capita* no Brasil

	Gini	Theil	Razão 20+ / 20-
Original	0,581	0,680	24,31
S1	0,577	0,672	23,31
S2	0,576	0,670	23,20
S3	0,577	0,671	23,25
S4	0,574	0,664	22,96

Fonte: Resultados dos modelos de simulação.

Nossos resultados variam de um intervalo de -0,2 (abaixo) a 0,1 (acima) ponto percentual em relação à redução do índice de Gini, calculado no *Relatório Ipea* (Ipea, 2006), estimados para 2005, quando consideramos apenas a contribuição do BCP e do Bolsa Família. Apesar de a faixa de variação (demonstrada na tabela anterior) conter os resultados do referido relatório, alguns fatores contribuem para a divergência entre os resultados, além das diferenças dos métodos empregados: não foram computados, por falta de informação, os valores dos programas de transferências de renda dos estados e dos municípios, que estariam sendo captados pela Pnad, mas não nos montantes da execução do governo federal que utilizamos.<sup>22</sup> A pequena divisão das famílias do modelo, apenas oito, amplifica o vazamento identificado no BPC, conforme explicitado anteriormente.

Além da análise da redução da desigualdade pelo coeficiente de Gini, uma vantagem de trabalhar com o instrumental de equilíbrio geral é o fato de ele permitir analisar os impactos dos programas também sobre o restante da economia.

A tabela 4 indica que o impacto do crescimento das transferências sobre o emprego se dá de forma bastante desigual entre os diferentes tipos de trabalhadores, e depende também do tipo de simulação adotada sobre o financiamento da despesa. No caso de as transferências serem financiadas com dívida (simulação 1), observamos um aumento do emprego apenas para os trabalhadores informais não

<sup>22</sup> Os montantes dos programas estaduais e municipais equivalentes não estão disponíveis. Apesar de a subestimação não ser tão significativa, pois o governo federal é também patrocinador desses programas, existe a possibilidade de as transferências locais apresentarem boa focalização, a exemplo do Bolsa Família, maximizando o efeito sobre a desigualdade.

qualificados, e uma redução para todas as outras categorias do setor privado formal. O emprego público (l6 e l7) não se altera por hipótese, tal como demonstrado na seção 2.

TABELA 4  
Mudanças no emprego 2005/2001

Financiamento	(Em %)						
	$I_1$	$I_2$	$I_3$	$I_4$	$I_5$	$I_6$	$I_7$
Simulação 1	0,14	-0,17	-0,21	-0,06	-0,05	0,00	0,00
Simulação 2	1,05	-0,29	0,46	-0,02	-0,16	0,00	0,00
Simulação 3	-2,96	-1,25	-2,20	-0,83	-1,06	0,00	0,00
Simulação 4	-0,04	-0,49	-0,53	-0,39	-0,34	0,00	0,00

Fonte: Resultados dos modelos de simulação.

Nota:  $I_1$  – não qualificado informal;  $I_2$  – qualificado informal;  $I_3$  – formal com baixa qualificação;

$I_4$  – formal com qualificação média;  $I_5$  – formal de alta qualificação;  $I_6$  – funcionário público de baixa qualificação;  $I_7$  – funcionário público de alta qualificação.

Quando o aumento de transferências é concomitante à redução do gasto corrente (simulação 2), o efeito é menos concentrado beneficiando também o emprego dos trabalhadores formais de baixa qualificação. Essa diferença é devida principalmente ao comportamento do emprego em dois setores: a agropecuária e a construção civil.<sup>23</sup> Na simulação 1, é na agropecuária que se dá a maior criação de empregos, num total de 344 mil novos postos – o que representa um crescimento de 8% para esse setor –, decorrente do fato de ele ser o grande empregador de mão-de-obra informal não qualificada. Como o financiamento com dívida impacta diretamente o investimento, pois reduz a poupança doméstica, é a construção civil a mais prejudicada nesse regime: a redução do emprego chega a quase 500 mil postos. Esse setor emprega trabalhadores informais não qualificados ( $I_1$ ), mas também trabalhadores formais de baixa qualificação ( $I_3$ ). No segundo regime de financiamento, tanto a agricultura quanto a construção civil são beneficiadas com a criação de empregos: cerca de 240 mil no primeiro, e de 41 mil no segundo.

Os piores resultados são alcançados com o financiamento via aumento de impostos, que reduz o emprego para todos os tipos de trabalhadores, mas, com o PIS/Cofins (simulação 3), não somente as taxas de redução são maiores como incidem mais intensamente sobre os trabalhadores de baixa qualificação, informais e formais, o que inverte o resultado do financiamento via redução dos gastos correntes. Nessa simulação, o efeito dominante é dado pela reforma fiscal, e não pelo “choque” de transferências, pois está mais próximo dos resultados encontrados quando a simulação é realizada apenas para a reforma

<sup>23</sup> O anexo deste capítulo traz informações detalhadas sobre as maiores variações no emprego setorial para cada simulação.

fiscal – ver Cury (2006). Essa observação é válida para os demais resultados dessa simulação, com exceção da renda das famílias.

As variações do emprego observadas parecem refletir mudanças na demanda por trabalho. Na tabela 5, a seguir, que mostra a variação dos salários em quase todos os casos, há uma variação no mesmo sentido dessa variável, o que não seria de esperar se o aumento do emprego refletisse um aumento da oferta de trabalhadores. Os resultados, no entanto, novamente dependem do tipo de financiamento do gasto.

**TABELA 5**  
Mudanças no salário médio

Financiamento	(Em %)							Conta-própria
	$I_1$	$I_2$	$I_3$	$I_4$	$I_5$	$I_6$	$I_7$	
Simulação 1	0,08	0,03	-0,14	-0,12	-0,11	-0,08	-0,03	-0,28
Simulação 2	0,51	-0,29	0,31	-0,04	-0,31	-4,54	-4,74	0,02
Simulação 3	-1,30	-1,31	-1,39	-1,72	-2,07	-2,36	-2,28	-1,90
Simulação. 4	-0,01	-0,48	-0,35	-0,74	-0,64	-0,64	-0,59	-0,79

Fonte: Resultados do modelo de simulação.

Nota:  $I_1$  – não qualificado informal;  $I_2$  – qualificado informal;  $I_3$  – formal com baixa qualificação;  $I_4$  – formal com qualificação média;  $I_5$  – formal de alta qualificação;  $I_6$  – funcionário público de baixa qualificação;  $I_7$  – funcionário público de alta qualificação

Na simulação 1, observamos que os trabalhadores informais ( $I_1$  e  $I_2$ ) são os beneficiados. Quando há um corte concomitante dos gastos correntes (simulação 2), são beneficiados os trabalhadores informais não qualificados, os formais de baixa qualificação, bem como os trabalhadores por conta-própria. De fato, novamente essa discrepância ocorre em virtude do comportamento de dois setores, o agropecuário e a construção civil, repetindo-se o mesmo padrão verificado com o emprego.

A simulação 2 também revela dois fatos novos, quando comparada com a anterior. O primeiro: fica evidente que o corte de gastos acaba por atingir indiretamente os trabalhadores privados mais qualificados, provavelmente em decorrência do que ocorre com os setores que fornecem bens e serviços para a administração pública. O segundo: são reduzidos os salários dos trabalhadores estatutários ( $I_6$  e  $I_7$ ), com variações pronunciadas, as quais são explicadas pela hipótese que não permite variação no emprego para esse tipo de trabalhador. Consideradas as restrições legais de flexibilidade desse segmento do mercado de trabalho, podemos entender tal efeito como contrapartida de uma redução real das despesas de pessoal do setor público.

O financiamento com aumento de impostos reduz os salários para todos os trabalhadores, com variações mais pronunciadas na



simulação 3 (PIS/Cofins) do que na simulação 4. Mas, diferentemente do caso do emprego, nessa simulação a redução é mais significativa para os trabalhadores mais qualificados e para os funcionários públicos. Para ambas as simulações, os informais não qualificados e os formais de baixa qualificação sofrem as menores reduções de salário, com ênfase no caso dos impostos diretos.

A tabela 6 mostra o impacto final das transferências sobre a renda das famílias.

TABELA 6  
Mudança na renda das famílias

	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$	$f_7$	$f_8$
Simulação 1	3,66	0,14	7,08	1,62	0,78	3,04	-0,12	-0,15
Simulação 2	3,50	0,68	7,02	1,51	0,54	3,01	-0,56	-0,67
Simulação 3	2,05	-0,10	5,57	0,07	-0,73	1,81	-1,68	-1,80
Simulação 4	3,05	-0,12	6,62	0,93	-0,12	2,56	-1,54	-2,68

Fonte: Resultados do modelo de simulação.

Nota:  $f_1$  – famílias urbanas pobres chefiadas por indivíduos ativos;  $f_2$  – famílias urbanas pobres chefiadas por inativos;  $f_3$  – famílias rurais pobres;  $f_4$  – famílias urbanas de renda média baixa;  $f_5$  – famílias urbanas com renda média;  $f_6$  – famílias rurais de renda média;  $f_7$  – famílias com renda média alta;  $f_8$  – famílias com renda alta.

Diferentemente dos resultados de emprego e salários, os benefícios estendem-se às famílias de renda média baixa, em todos os regimes de financiamento, o que demonstra a eficiência das transferências como instrumento de mudança da renda familiar, e, portanto, da distribuição de renda e da pobreza.<sup>24</sup> No caso do financiamento por aumento de impostos (simulações 3 e 4), as famílias pobres chefiadas por inativos e as famílias urbanas de renda média também sofrem reduções de renda, enquanto, para as demais famílias, os aumentos são menores do que nas simulações anteriores.

O financiamento com o PIS/Cofins é o que menos beneficia as famílias pobres, o que mostra que essa simulação é a que teria os menores impactos positivos sobre os indicadores de pobreza. Em relação a todos os regimes de financiamento, as famílias mais beneficiadas são as rurais pobres, seguidas das urbanas pobres. É evidente que o impacto sobre a renda é bem maior do que o impacto indireto sobre a renda do trabalho (salário e emprego), que estaria sendo captada pelo modelo de equilíbrio geral. Entretanto, considerando-se a magnitude do choque, estão longe de ser desprezíveis. Por exemplo, quando as transferências têm como contrapartida o corte de gastos correntes, os trabalhadores informais não qualificados e os formais de baixa qualificação

<sup>24</sup> A eficiência desse mecanismo está no fato de agir “por fora” do sistema econômico, evitando-se os caminhos tortuosos percorridos pela renda, quando essa é gerada no interior do processo de produção.



(com maior presença nas famílias mais pobres) teriam um aumento da renda do trabalho (crescimento do emprego mais crescimento do salário) de 1,55% e de 0,77%, respectivamente.

Os resultados do aumento do Bolsa Família e do BPC sobre as variáveis macroeconômicas têm um caráter mais redistributivo entre os componentes da demanda do que sobre o produto propriamente dito (tabela 7). Esse resultado é esperado tanto pelo fato de as transferências serem essencialmente uma política de deslocamento de renda, quanto por seu volume ser muito pequeno em relação ao tamanho do PIB (0,6%). Como consequência, o emprego total também pouco se altera, a não ser no regime financiado pelo PIS/Cofins, pelas distorções que a mudança nesse imposto introduz na economia, como observado anteriormente.

**TABELA 7**  
Indicadores macroeconômicos

	(Em %)			
	<b>Dívida</b>	<b>Corte de gasto</b>	<b>PIS/Cofins</b>	<b>Impostos diretos</b>
PIB	-0,03	-0,07	-0,77	-0,06
Emprego	-0,05	0,37	-1,92	-0,31
Consumo	0,74	0,42	-0,73	0,26
Investimento	-2,55	0,25	-1,45	-1,18
Receita setor público	-2,00	-2,43	-0,78	-0,61
Déficit público nominal	28,36	-1,71	7,42	7,08
Exportações	0,00	0,09	-2,47	-0,08
Importações	0,00	0,12	-3,17	-0,11

Fonte: Resultados do modelo de simulação.

A variável mais afetada em todos os regimes, exceto no caso do corte de gasto corrente, é o investimento, e isso ocorre pelo fato de o total, ou parte do gasto, ser financiado com o aumento de dívida, reduzindo a poupança doméstica. Esse fator também explicaria o crescimento do déficit público nominal nesses regimes de financiamento, que são agravados pela redução das receitas correntes, indicando uma alteração na taxa efetiva da economia.

Os resultados demonstram uma correlação entre os agregados de investimento e o emprego. Este último só cresceu quando o investimento deixou de cair. A mesma associação não existe entre emprego e consumo. Tal dicotomia pode ser explicada pelas mudanças recentes ocorridas na estrutura produtiva de alguns setores. Parece que os setores tidos como “tradicionais”, beneficiados pela distribuição de renda, não criam tantos empregos em comparação com outros setores. Talvez

o aumento de produtividade ocorrido com a abertura econômica tenha modificado os multiplicadores de emprego desses setores, o que reforça a essencialidade do setor de construção civil e de serviços no processo de criação de empregos.

A variação do comércio exterior também tende a ser muito pequena, com exceção do regime de PIS/Cofins, pois esse imposto incidu exatamente sobre as importações.

## 5 CONCLUSÕES

Este trabalho procurou analisar o impacto dos programas governamentais de transferência de renda, Bolsa Família e BPC, sobre a queda da desigualdade observada, no Brasil, entre 2001 e 2005, utilizando, para isso, um modelo de equilíbrio geral computável. O modelo faz uso dos dados de uma MCS-2003, baseada nas Contas Nacionais desse ano, na qual foram alteradas apenas as transferências relacionadas ao Bolsa Família e ao BPC, imputando as diferenças entre 2005 e 2001. Dessa forma, tentamos isolar os impactos diretos e indiretos da evolução desses programas sobre a economia brasileira.

Embora os resultados em valores absolutos reflitam simulações em torno do ano-base de 2003, não sendo diretamente comparáveis com os anos em que essas mudanças ocorreram de fato, o sentido e mesmo a magnitude das variações são aproximadamente os mesmos, o que torna válida a metodologia adotada.

Entre os grandes benefícios resultantes da análise dos impactos dos programas governamentais sobre a desigualdade de renda, utilizando-se modelos de equilíbrio geral computável, estão: (i) a possibilidade de analisar os efeitos de segunda ordem sobre o emprego e o salário; (ii) a possibilidade de testar os impactos sobre essas variáveis de alternativas para o financiamento desses programas, de forma que a restrição fiscal do governo seja obedecida. Neste trabalho, testamos quatro alternativas: financiamento dos programas por aumento de dívida, corte linear de outros gastos, aumento linear de impostos sobre as famílias e aumento do PIS/Cofins, como na reforma de 2003-2004.

Os resultados variam bastante conforme o tipo de financiamento considerado. Com respeito à redução da desigualdade medida pelo índice de Gini, a alternativa de maior impacto é o aumento linear de impostos, que alcança uma redução da desigualdade de 0,7 ponto

percentual, uma diferença significativa se levarmos em conta a redução da desigualdade atribuída a esse programa no *Relatório do Ipea* (Ipea, 2006), de 0,6 ponto percentual.

Quanto ao emprego e ao salário, os impactos são diferentes dependendo do tipo de financiamento adotado: o corte linear dos gastos é o que mais beneficia o emprego e o salário dos trabalhadores de baixa qualificação, enquanto o que mais prejudica é o imposto PIS/Cofins, pelas distorções que impõe à economia. O mesmo resultado ocorre quando analisamos o impacto sobre a renda familiar: os trabalhadores não qualificados ganham menos quando o financiamento do aumento do Bolsa Família e do BPC é realizado com a reforma do PIS/Cofins, e ganham mais quando é feito pelo corte de outros gastos. Cabe observar que, embora o corte de gastos não resulte em maior redução de desigualdade, como medido pelos índices de Gini ou Theil, essa modalidade domina, em primeira ordem, a de aumento de impostos na distribuição da renda familiar entre as famílias do modelo – todas as famílias ganham mais (ou perdem menos) com o corte de gastos do que com o aumento de impostos. Entretanto, este último prejudica mais as famílias mais ricas, o que acaba refletindo em maior redução de desigualdade nos índices.

É preocupante o fato de os piores resultados estarem consistentemente associados ao aumento dos impostos, que reproduzem a reforma do PIS/Cofins, pois há indicações de que essa fonte participou efetivamente do financiamento do aumento de gastos com transferências. Por afetar o emprego, o salário e a renda real dos trabalhadores de baixa renda, corre-se o risco de se desfazer de um lado o que se faz do outro, ou seja, os benefícios potenciais das transferências podem ter sido minorados pelos efeitos adversos dessa forma de financiamento.

## 6 REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. Abertura comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e a desigualdade. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, p. 271-298, 2000.

\_\_\_\_\_. Salário mínimo e pobreza: uma abordagem de equilíbrio geral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 30, n. 2, p. 157-182, 2000a.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S. Determinantes da queda recente no grau de desigualdade de renda no Brasil. **Oficina avaliação do impacto do Bolsa Família sobre a redução da pobreza**, Brasília, 2006.

BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. The wage curve. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 92, p. 215-235, 1990.

\_\_\_\_\_. **The wage curve**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1994, 493 p.

BOSCHETTI, I.; TEIXEIRA, S.; DIAS, A. **Programas de transferência de renda**: a “nova” face da política de assistência social no governo Lula. Ano I, n. 1, nov. 2004. (Nota Técnica do Grupo de Estudos e Pesquisas em Seguridade Social e Trabalho, Departamento de Serviço Social – UnB).

BRASIL. Ministério da Fazenda – Secretaria Executiva. **Impactos da mudança do regime de tributação da Cofins**. Brasília, 2004. Available at: <<http://www.fazenda.gov.br/portugues/releases/nota-pisappy04-12.pdf>>.

BRASIL. Ministério da Fazenda – Secretaria de Política Econômica. **Gasto social do governo central: 2001 e 2002**. Brasília, nov. 2003.

\_\_\_\_\_. **Gasto social do governo: 2001-2004**. Brasília, abr. 2005.

BRASIL. Receita Federal. **Carga tributária no Brasil 2002**. Estudos Tributários 11, Brasília: Receita Federal – Coordenação Geral de Política Tributária, abr. 2003.

\_\_\_\_\_. **Análise da arrecadação das receitas federais**. Relatório mensal, Brasília: Receita Federal – Coordenação Geral de Política Tributária, dez. 2004.

\_\_\_\_\_. **Carga tributária no Brasil 2005**. Estudos Tributários 15, Brasília: Receita Federal – Coordenação Geral de Política Tributária, ago. 2006.

BOURGUIGNON, F.; SILVA, L. P. da (Eds.). **The impact of economic policies on poverty and income distribution**. Oxford University Press, 2003.

CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. **Aposentadoria, pressão salarial e desemprego por nível de qualificação**. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1.115).

COELHO, A. M. et al. Um modelo de equilíbrio geral computável para analisar aspectos distributivos no Brasil. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. (Orgs.). **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre empregos e salários**. Rio de Janeiro: MTE/Ipea, p. 170-197, 2003.

CURY, S. **Modelo de equilíbrio geral para simulação de políticas de distribuição de renda e crescimento no Brasil**. 1998, 176 p. (Originalmente apresentada como dissertação de doutorado, Departamento de Economia, São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 1998).

CURY, S.; COELHO, A. M. **From revenue to value added taxes: welfare and fiscal efficiency effects in Brasil**. Paper presented at International Conference on Policy Modeling (Ecomod 2006), Hong Kong, June, 2006.

CURY, S.; COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. A computable general equilibrium model to analyze distributive aspects in Brazil with a trade policy illustration. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 4, São Paulo, 2005.

CURY, S.; COELHO, A. M.; PEDROSO, E. **Matriz de contabilidade social – Brasil 2003**. Relatório de Pesquisa 461/04 (Anexo 1), GV Pesquisa, São Paulo: Eaesp-FGV, fev. 2006a. Mimeo.

DEVARAJAN, S.; LEWIS, J.; ROBINSON, S. **From stylized to applied models: building multisector CGE models for policy analysis**. USA: University of California at Berkeley, Department of Agriculture and Resources Economics, 1991. (Working Paper 616).

DEVARAJAN, S.; HOSSAIN, S. I. The combined incidence of taxes and public expenditure in the philippines. **World Development**, v. 26, n. 6, 1998.

HOLAND-HOLST, D. W.; REINERT, K. A.; SHIELLS, C. R. A general equilibrium analysis of North American economic integration. **Modeling Trade Policy: applied general equilibrium assessments of North American free trade**. New York: Cambridge University Press, p. 47-82, 1994.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema de Contas Nacionais** – Brasil 2003, Contas Nacionais n. 12, Rio de Janeiro, 2004.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível também em versão eletrônica em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

REIS, M. **Mudanças na estrutura da demanda por trabalho qualificado e na composição da oferta e seus impactos sobre desemprego**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2002. Mimeo.

ROBINSON, S.; EL SAID, M. Poverty and inequality analysis in a general equilibrium framework. In: BOURGUIGNON, F.; SILVA, L. P. da (Eds.). **The impact of economic policies on poverty and income distribution**. Oxford University Press, 2003.

TOURINHO, O.; KUME, H.; PEDROSO, A. C. **Elasticidades de Armington para o Brasil: 1986-2001**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 901).

TABELA 7.1

Indicadores setoriais de emprego: cinco maiores variações positivas e negativas por setor do modelo

Simulação (S1)		
Setor	Var. absoluta	% de var.
AGROPEC	344.115	8,06
SERVFAM	50.819	0,74
COMERCI	32.950	0,45
INDVEST	16.510	2,14
TRANSP	14.903	0,81
OUTRMET	-7.362	-1,27
MADMOBL	-8.196	-1,13
MINNMET	-20.008	-5,47
MAQTRAT	-26.116	-4,01
CONSTRC	-497.458	-21,18

Simulação (S2)		
Setor	Var. absoluta	% de var.
AGROPEC	240.106	5,53
CONSTRC	40.641	2,06
INDVEST	11.104	1,43
BENFUMO	7.201	2,63
TRANSP	5.610	0,30
COMERCI	-7.731	-0,11
SERVEMP	-13.668	-0,49
SERVFAM	-15.078	-0,22
SRVNMER	-20.714	-0,33
ADM PUBL	-144.968	-2,24

Simulação (S4)		
Setor	Var. absoluta	% de var.
AGROPEC	247.467	5,80
SERVFAM	8.282	0,12
ALUGUEL	6.657	3,42
BENFUMO	6.173	2,27
ICARNES	3.433	1,63
MADMOBL	-11.403	-1,58
SERVEMP	-13.319	-0,48
MAQTRAT	-18.765	-2,88
COMERCI	-68.868	-0,94
CONSTRC	-237.565	-10,11

Fonte: Resultados dos modelos de simulação.

## CAPÍTULO 22

# Os Efeitos do Antigo Programa Bolsa Escola sobre a Pobreza, a Desigualdade, a Escolaridade e o Trabalho Infantil: uma abordagem de microssimulação

François Bourguignon\*

Francisco H. G. Ferreira\*

Phillippe G. Leite\*

Ao longo dos últimos dez anos, vários países em desenvolvimento vêm implementando programas de transferências monetárias condicionadas a certos comportamentos dos beneficiários, tal como frequência escolar ou visitas regulares a centros de saúde. Este capítulo desenvolve um método de microssimulações com base em um modelo econométrico simples, para estudar, *ex ante*, os possíveis resultados do Programa Bolsa Escola, que foi implementado em âmbito nacional, a partir de 2001.

O capítulo reproduz um artigo original dos mesmos autores, publicado em 2003, *Conditional cash transfers, schooling, and child labor: micro-simulating Brazil's Bolsa Escola Program*, que simulava o Programa Bolsa Escola antes mesmo da coleta de dados para a sua avaliação *ex post*.<sup>1</sup> Dessa forma, o capítulo não se refere ao Programa Bolsa Família, que resultou da integração entre os programas Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão Alimentação e Auxílio-Gás, em 2003.

Dois razões motivaram sua inclusão neste volume: uma metodológica e outra histórica. Por um lado, o artigo documenta uma abordagem de microssimulação para a projeção de resultados, que pode vir a ser útil na formulação de políticas voltadas à redução da pobreza e da desigualdade, dando seguimento ao processo documentado em nota

\*François Bourguignon (fbourguignon@worldbank.org) é economista chefe e vice-presidente do Banco Mundial. Francisco H.G. Ferreira (fferreira@worldbank.org) e Phillippe G. Leite (pleite@worldbank.org) são do Departamento de Pesquisa (DECRG) do Banco Mundial. Os autores agradecem os valiosos comentários de Kaushik Basu, de Martin Ravallion, de Zafiris Tzannatos e de dois parceiros anônimos.

<sup>1</sup>Bourguignon, Ferreira e Leite (2003, p. 229-254). Reproduzido com a permissão da *World Bank Economic Review* e da *Oxford University Press*.



técnica do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea, 2006), a qual é reeditada na abertura do volume 1, deste livro. Por outro lado, registra uma das primeiras tentativas de explicar o funcionamento do Bolsa Escola – um programa precursor de outras iniciativas públicas similares que desempenharam algum papel na redução da desigualdade, as quais são analisadas em outros capítulos deste livro.

O modelo aqui estimado sugere que cerca de 60% das crianças pobres de 10 a 15 anos que não estudavam antes da implantação do Bolsa Escola começariam a estudar em resposta ao programa. No entanto, os resultados gerados pelo programa sobre os níveis de pobreza e de desigualdade dos domicílios brasileiros não seriam expressivos. Medidas de pobreza e de desigualdade mais sensíveis à cauda inferior da distribuição de renda apresentam melhores resultados, mas os efeitos nunca são grandes.

## 1 INTRODUÇÃO

Ao longo da década de 1990, diversos países em desenvolvimento adotaram um novo tipo de programa de redistribuição de renda, com o objetivo de contribuir para a redução de seus altos níveis de pobreza e de desigualdade. Vários programas, como o *Food for Education*, implementado em Bangladesh, o Bolsa Escola, no Brasil, e o Progresas,<sup>2</sup> no México, fazem parte do conjunto conhecido como Programas de Transferências Monetárias Condicionadas (PTCs). Em geral, eles diferem de outros tipos de programas sociais por dois fatores. Em primeiro lugar, são focalizados especificamente em cidadãos mais pobres, escolhendo seus beneficiários diretamente pela aferição de sua renda domiciliar (*means test*), ou de algum índice construído com base em variáveis observadas e correlacionadas ao bem-estar familiar (*proxy-means test*).<sup>3</sup> Em segundo lugar, eles impõem uma condição comportamental que requer, dos participantes, o cumprimento de pequenas ações previamente determinadas. Geralmente, tais programas condicionam as transferências à frequência efetiva das crianças em idade escolar. O programa mexicano Progresas adiciona, à já citada escolarização, visitas periódicas a centros de saúde para um acompanhamento tanto pré-natal quanto pós-parto de mulheres grávidas ou lactantes.

Esses programas geraram considerável interesse por parte de pesquisadores acadêmicos, tanto nos países onde foram implementados quanto em outros, com relação à avaliação do impacto gerado.

<sup>2</sup> Programa Nacional de Educación, Salud y Alimentación.

<sup>3</sup> Para ajudar a implementar o programa, o índice de *proxy-means test* é geralmente especificado como uma pontuação (escore) gerada a partir de um questionário-base respondido, *a priori*, pelos chefes dos domicílios, de uma visita do agente social ao domicílio ou de ambos. Em alguns casos, a pontuação escore é ajustada para corresponder a algum nível de renda domiciliar *per capita*. Para mais detalhes sobre o caso brasileiro, ver Camargo e Ferreira (2001).

A literatura apresenta dois tipos de métodos de avaliação para esses tipos de programa. Em primeiro lugar, há métodos de avaliação *ex post*, que consistem na comparação de resultados relevantes observados entre os beneficiários, com resultados de algum grupo de comparação ou de controle, formulado para corresponder, da melhor maneira possível, ao seguinte contrafactual: como se comportaria o grupo de beneficiários (grupo de tratamento) na ausência do programa? Os métodos mais confiáveis são experimentais, mas há também uma série de métodos não-experimentais, como os baseados em *matching*.<sup>4</sup> A literatura moderna apresenta diferentes e importantes contribuições, tanto experimentais quanto não-experimentais, que estão sendo usadas para analisar os impactos de diferentes programas sociais em vários países.

O segundo método é conhecido na literatura como avaliação *ex ante*, conquanto não seja um método de avaliação propriamente dita. Esse método consiste na simulação (previsão) dos efeitos do programa com base em algum modelo do comportamento e das escolhas feitas pelos seus potenciais beneficiários. Os modelos usados nesse tipo de análise variam muito, tanto em relação à complexidade quanto à cobertura. Por exemplo, modelos aritméticos simples simulam o efeito dos programas por meio da aplicação das regras oficiais por ele definidas para determinar se o domicílio é um potencial beneficiário ou não, e, em seguida, calcula-se o montante de transferências necessárias para a sua implementação. Por seu turno, modelos mais complexos recorrem a modelos econométricos de escolhas comportamentais. Para esse tipo de análise, em geral são utilizados dados obtidos de pesquisas domiciliares.

Abordagens *ex post* e *ex ante* são, antes de tudo, métodos complementares, e não substitutos. Os métodos têm diferentes objetivos. Métodos *ex post* têm, como principal meta, a identificação dos efeitos dos programas em diversos componentes do bem-estar social do domicílio. A análise é cuidadosamente feita pela observação das escolhas dos beneficiários, comparando-as com as escolhas das pessoas selecionadas previamente a participar do grupo de controle, formado por não-beneficiários, com características iguais às dos participantes. Tal grupo serve, então, de *proxy* para o contrafactual desejado: “que resultados apresentariam os beneficiários, caso o programa não tivesse sido implementado?” Essas são, estrito senso, as únicas avaliações “reais” de um programa.

Entretanto, mesmo quando os grupos de controle são *proxies* confiáveis para o contrafactual desejado, os métodos de avaliação *ex post*

<sup>4</sup> Esta literatura inspira-se nos métodos de *matching*, desenvolvidos e apresentados em Rubin (1977) e Rubin e Rosenbaum (1985). Para recentes melhorias e aplicações, ver Heckman e Vytlačil (2002). Para estudos relacionados ao programa *Food for Education* implementado em Bangladesh, recomendamos Ravallion e Wodon (2000). Sobre o caso mexicano, a literatura é bem diversificada; os trabalhos mais importantes foram realizados pelo IFPRI – International Food Policy Research Institute. Neste último caso, sugerimos Parker e Skoufias (2000) e Schultz (2000).

deixam algumas importantes perguntas sem resposta, como: “quais seriam os efeitos do programa se algum dos parâmetros de seu desenho inicial fosse alterado?”. Por exemplo: um aumento ou uma redução do nível de corte de renda (*means-test*); uma mudança na natureza da condicionalidade; ou no valor da transferência. Sabemos que a escolha de um único grupo de controle confiável para uma análise experimental com seleção aleatória para um determinado programa já é muito difícil. Essa dificuldade seria agravada se desejássemos analisar diferentes formulações do programa num ambiente experimental.

Dessa forma, métodos de avaliação *ex ante* surgem como uma alternativa bastante útil, pois é muito mais simples e prático realizar múltiplas análises para um determinado programa utilizando-se bases de dados existentes do que pessoas, como no caso *ex post* experimental. Esses modelos *ex ante* são essencialmente prospectivos, pois se baseiam em uma série de hipóteses sobre como os domicílios se comportariam na presença de um programa social. Enquanto uma avaliação *ex post* compara resultados reais de um programa (advindos de um grupo de tratamento) com resultados contrafactuais da ausência do programa (advindos de um grupo de comparação ou controle), uma avaliação *ex ante* compara os resultados contrafactuais do programa (simulado por um modelo numa base de dados) com os resultados reais da ausência do programa. O método também permite a simulação de contrafactuais para diferentes formulações de programas, anteriormente à sua implementação. É por isso que essa família de métodos pode ser muito útil à criação ou à reformulação de um programa.

Modelos de simulação de políticas de redistribuição baseados em microdados são muito usados em países industrializados.<sup>5</sup> Em virtude do aumento do número de programas de transferências condicionadas em países em desenvolvimento, modelos similares tornaram-se necessários também nesses países. Entretanto, a implementação das condicionalidades impostas por esse tipo de programa requer modificações nos modelos de redistribuição, com foco em diferentes aspectos do comportamento dos domicílios.

Este artigo propõe um simples modelo de avaliação *ex ante* para programas de transferências de renda condicionadas ao comportamento dos agentes. O modelo é aplicado ao Programa Bolsa Escola, implementado no Brasil em 2001, e investiga os dois resultados desejados do programa: redução dos níveis atuais de pobreza (e de desigualdade) e promoção de incentivos para a sua redução futura, por meio da escolarização das crianças pobres e desfavorecidas.

<sup>5</sup> Harding (1996). Para problemas associados à construção do mesmo tipo de modelos em países em desenvolvimento, ver Atkinson e Bourguignon (1991).

A próxima seção apresenta as características do programa (tal como vigente em 2001), enquanto a seção 3 descreve em detalhes o modelo de avaliação proposto. Dada a condicionalidade à frequência escolar, o modelo considera essencialmente a demanda por escolarização e a literatura atual sobre o trabalho infantil. A seção 4 apresenta os resultados estimados do modelo, enquanto a seção 5 sugere vários cenários alternativos para o Bolsa Escola. A seção 6 contém as conclusões deste trabalho.

## 2 O PROGRAMA NACIONAL BOLSA ESCOLA

O Programa Nacional Bolsa Escola foi criado por lei, em abril de 2001, num amplo contexto de iniciativas propostas para promover o desenvolvimento social do País, conhecido como Plano Alvorada. A lei de 2001 unificou os programas pioneiros de redistribuição (que datam de 1995) do Distrito Federal e da cidade de Campinas, tanto em cobertura quanto em relação ao valor das transferências e das condicionalidades. Tal lei também determinava que o governo federal se tornava responsável pelo orçamento e pela disponibilidade dos recursos para o programa, mas atribuía à administração municipal a responsabilidade pela sua operacionalização e pelo seu monitoramento.

As regras do programa eram muito simples. Domicílios com renda domiciliar inferior a meio salário mínimo, ou seja, a R\$ 90 por mês na época, teriam o direito de receber R\$ 15 por criança na faixa de 6 a 15 anos se, e somente se, ela estivesse regularmente matriculada em estabelecimentos de ensino e mantivesse uma frequência mensal de pelo menos 85% das aulas. As escolas eram responsáveis por enviar dados referentes à frequência escolar às secretarias municipais, que monitorariam a condicionalidade e a distribuição dos benefícios. As transferências eram pagas preferivelmente às mães, por meio de um cartão magnético, que facilitava a supervisão do programa. Cada domicílio participante recebia no máximo R\$ 45 por mês, independentemente do número de crianças inscritas no programa dentro do domicílio.

A administração do programa era essencialmente local (municipal), mas o controle e a supervisão eram submetidos a dois níveis. No âmbito federal, cabia à secretaria federal a verificação adicional do número de benefícios demandados pela municipalidade, tendo por base os dados agregados do município. Havendo discrepância entre o número demandado pela secretaria municipal e o calculado pela

secretaria federal, era feito um ajuste do número local de demandas. No âmbito local, a secretaria municipal responsabilizava-se pela supervisão da condicionalidade e pela verificação da autodeclaração dos rendimentos dos beneficiários.

Na época, o governo estimou que 10 milhões de crianças em 6 milhões de famílias seriam beneficiadas por esse programa, representando 17% da população brasileira, ao custo de menos do que 0,5% do PIB (0,3%, segundo as Contas Nacionais, e 0,45%, segundo os dados da Pnad). As proporções seriam maiores se medidas com relação ao número de domicílios beneficiados; ainda assim, o valor das transferências era inferior a 5% dos rendimentos declarados dos domicílios no quinto mais pobre da população.

### **3 USANDO UM MODELO SIMPLES PARA ESTIMAÇÃO DO EFEITO DO BOLSA ESCOLA**

Para simular os efeitos desse tipo de programa de redistribuição de renda foi necessário, em primeiro lugar, acessar uma base de dados representativa da população de interesse, de forma que as regras do programa pudessem ser aplicadas com base nesses dados, para gerar os contrafactuais desejados. Entretanto, para um programa social que tem como um de seus principais objetivos a mudança de comportamento dos beneficiários, tal estratégia de modelagem, baseada em simples aritmética (como nos modelos-padrão de microssimulação de transferências de renda na Europa), não se aplica. Tendo em vista que o Programa Bolsa Escola possui objetivos múltiplos – a redução imediata dos níveis de pobreza corrente; o encorajamento à escolarização das crianças carentes que até então não estudavam; e a redução dos níveis de evasão escolar entre os que freqüentavam a escola regularmente –, a simulação de seus resultados requer mais do que um simples aumento da renda do domicílio-alvo, pela adição da transferência monetária. É necessário introduzir algum modelo estrutural de demanda educacional que gere contrafactuais para a escolha comportamental.

Ao longo dos anos, sociólogos e economistas desenvolveram uma vasta literatura sobre a demanda educacional, correlacionada ou não ao trabalho infantil. Tal literatura, basicamente focada em países em desenvolvimento, tenta compreender as razões que motivam os pais a preferir que os filhos trabalhem, dentro ou fora de casa, em vez de in-

centivá-los a estudar. Muitos motivos foram analisados por numerosos modelos teóricos,<sup>6</sup> além de terem sido produzidos inúmeros trabalhos empíricos para estudar a relevância desses motivos e de possíveis efeitos de políticas sociais.<sup>7</sup>

Análises empíricas sobre a decisão da criança entre trabalhar e estudar deparam com alguns obstáculos. Primeiramente, cumpre observar que a racionalidade por trás da escolha entre enviar a criança ao mercado de trabalho ou à escola é por si só muito complexa. É uma decisão inerentemente intertemporal, além de ser diferente, a depender de os domicílios se comportarem de forma unitária ou manifestarem conflitos de interesse entre seus membros. Em segundo lugar, não é nada fácil encontrar suporte na literatura para a hipótese de exogeneidade da maior parte das variáveis explicativas; além disso, a escolha de possíveis instrumentos para corrigir os vieses correspondentes não é trivial. Por último, modelos estruturais para a análise de tais políticas sociais são tão complexos que o grau de robustez de sua estimação econométrica é incerto. Por isso, a literatura de demanda educacional e do trabalho infantil baseia-se predominantemente em formas reduzidas de tais modelos estruturais complexos, que permitem testar a importância de certas variáveis, mas não facultam a verificação de outras hipóteses estruturais. Assim sendo, poucos modelos conhecidos poderiam ser usados para a simulação *ex ante* dos efeitos do Programa Bolsa Escola.<sup>8</sup>

Tendo em vista essas dificuldades, os objetivos deste artigo são modestos e o foco é operacional. O artigo não propõe a criação de um modelo estrutural complexo para a demanda educacional, e não considera problemas de barganha ou de alocação intradomiciliar. Tenta apenas estimar ordens de magnitude dos possíveis efeitos de programas de transferências condicionadas, do tipo do Bolsa Escola. Os aspectos estruturais do exercício de simulação da escolha ocupacional da criança são limitados ao estritamente necessário.

Assim, o modelo baseia-se em quatro pressupostos cruciais. O primeiro é ignorar como se processa a decisão de aplicação do tempo da criança dentro do domicílio; logo, não discute as vantagens e as desvantagens de modelos de decisão unitários ou coletivos. O modelo de escolha ocupacional é considerado como uma forma reduzida, que reflete a escolha, qualquer que seja o processo de decisão dentro do domicílio.<sup>9</sup> O segundo pressuposto é que a decisão de enviar a criança à escola é tomada após todos os adultos residentes em um domicílio terem feito suas escolhas, as quais, portanto, independem da criança.

<sup>6</sup> Os trabalhos de Basu (1999) e Baland e Robinson (2000) são duas referências para esses modelos teóricos de demanda educacional.

<sup>7</sup> São boas contribuições para a literatura: Rosenzweig e Evenson (1977), Gertler e Glewwe (1990), Freije e Lopez-Calva (2001) e Bhalotra (2000). Em termos de resultados de políticas, ver Grootaert e Patrinos (1999).

<sup>8</sup> Isso é verdade mesmo para um modelo estrutural explícito, como em Gertler e Glewwe (1990).

<sup>9</sup> Uma discussão aprofundada de como o processo de decisão intradomiciliar afeta a oferta de mão-de-obra dos membros do domicílio é apresentada por Chiappori (1992) e por Bourguignon e Chiappori (1994).



O terceiro pressuposto refere-se ao fato de a estimação do modelo não levar em conta nenhuma correlação ou simultaneidade entre as escolhas tomadas por irmãos dentro de um mesmo domicílio, ainda que todas as crianças em idade escolar sejam consideradas na fase de simulação dos efeitos do programa. Por último, o modelo toma a composição do domicílio como exógena.

Com base nessas hipóteses, representa-se a escolha ocupacional de uma criança  $i$  de um domicílio por  $S_i$ . Essa variável categórica (qualitativa) recebe valores: 0 se a criança não está freqüentando a escola; 1 se estuda e trabalha fora do domicílio; e 2 se estuda e não trabalha fora do domicílio. Se  $S_i = 0$ , supõe-se que a criança trabalha por tempo integral, seja dentro seja fora do domicílio, mas com rendimentos observados apenas quando participa do mercado de trabalho (infantil). Da mesma forma, se  $S_i = 2$ , supõe-se a possibilidade de trabalho doméstico complementar à freqüência escolar. Assim sendo,  $S_i$ , a escolha ocupacional, é modelada com base na representação padrão de um modelo logístico multinomial por meio da maximização das utilidades por escolha de uma das categorias:<sup>10</sup>

$$S_i = k, \text{ se } S_k(A_i, X_i, H_i; Y_{-i} + y_{ik}) + v_{ik} > S_j(A_i, X_i, H_i; Y_{-i} + y_{ij}) + v_{ij} \quad \forall j \neq k \quad (1)$$

em que:  $S_k(\ )$  é a representação da função latente da utilidade de escolha da categoria  $k$  ( $= 0, 1$  ou  $2$ ) dos tomadores de decisão dentro do domicílio;  $A_i$  é a idade da criança  $i$ ;  $X_i$  é um vetor de características da criança  $i$ ;  $H_i$  é um vetor de características do domicílio ao qual a criança  $i$  pertence (tamanho do domicílio, idade dos pais, nível de educação dos pais, presença de outras crianças em idade escolar, distância da escola, etc.);  $Y_{-i}$  é a renda total dos outros membros do domicílio a que a criança  $i$  pertence (excluindo-se a própria renda); e  $y_{ij}$  é a contribuição da criança  $i$  à renda domiciliar, dependendo da escolha ocupacional  $j$ ;  $v_{ij}$  é o termo aleatório que captura a heterogeneidade não observada das preferências ocupacionais.

Se todas as variáveis explicativas são combinadas num único vetor, com exceção das variáveis que mensuram renda, e estão linearizadas, as utilidades da escolha ocupacional  $S_i$  da equação 1 podem ser reescritas como:

$$U_i(j) = S_j(A_i, X_i, H_i; Y_{-i} + y_{ij}) + v_{ij} = Z_i \cdot \gamma_j + (Y_{-i} + y_{ij}) \cdot \alpha_j + v_{ij} \quad (2)$$

Essa representação da escolha ocupacional é tão simples quanto flexível. Ao supor, particularmente, que os coeficientes  $\gamma_j$  e  $\alpha_j$

<sup>10</sup> Muitos autores utilizam outros tipos de modelos categóricos para estimar a relação escolarização/trabalho, como modelos binários ou *probit* seqüencial, no lugar dessa escolha do modelo multinomial logístico (Canagarajah e Coulombe, 1997; Grootaert e Patrinos, 1999). Porém, esses modelos não geram uma interpretação direta da maximização das utilidades, necessária ao modelo proposto. Uma alternativa seria o modelo multinomial *probit*, mas seu processo de estimação é menos robusto.

podem variar entre as diversas alternativas sem nenhuma restrição, o modelo permite uma estimação muito flexível do *trade-off* entre a escolarização da criança (e sua renda futura) por um lado, e a renda domiciliar atual por outro. Implicitamente, esse modelo também considera que o número de horas trabalhadas é uma escolha discreta, mesmo sabendo que o número de horas trabalhadas pelas crianças pertencentes à categoria  $j = 0$  deve ser maior do que o das crianças da categoria  $j = 1$  (considerando que estudar consome parte do tempo disponível da criança). Isso requer uma especificação cuidadosa da variável  $y_{ij}$ .

Seja então  $w_i$  o salário de mercado observado para criança  $i$ . Supondo-se que essa variável é determinada de acordo com o modelo de capital humano de Becker e Mincer, ela pode ser representada por:

$$\text{Log } w_i = X_i \cdot \delta + m \cdot \text{Ind}(S_i = 1) + u_i \quad (3)$$

em que:  $X_i$  é um vetor de características individuais da criança  $i$ , tal qual o vetor apresentado anteriormente, incluindo nível de educação e idade;  $u_i$  é o termo aleatório contendo a parte não explicada pelo modelo; e  $\text{Ind}(S_i = 1)$  é uma variável binária que recebe valor 1 se a criança estuda e ao mesmo tempo trabalha fora do domicílio.

Uma interpretação do segundo termo da equação 3 é que o número de horas trabalhadas pela criança  $i$  difere caso a escolha ocupacional seja  $j = 0$  ou  $j = 1$ . Ou seja, crianças que estudam acabam por trabalhar menos horas por dia e, conseqüentemente, têm maior probabilidade de receber menores salários do que as que não estudam. Com base na equação 3, a contribuição da criança  $i$  para a renda total domiciliar, de acordo com cada uma das categorias  $j$ , é definida por:

$$y_{i0} = K \cdot w_i; y_{i1} = M \cdot y_{i0} = M \cdot K \cdot w_i; y_{i2} = D \cdot y_{i0} = D \cdot K \cdot w_i$$

e

$$M = \exp(m) \quad (4)$$

A variável  $y_{ij}$  mede o valor gerado tanto pelo trabalho infantil observado no mercado de trabalho quanto pelo trabalho doméstico infantil. Então, o rendimento para o trabalho doméstico das crianças que não estão na escola é uma fração  $K-I$  do salário de mercado,  $w_i$ , de forma que a soma dos dois valores é  $Kw_i$ . Por sua vez, realizar as duas atividades simultaneamente – estudar e trabalhar – gera uma redução proporcional de  $(I-M)$  vezes o salário doméstico ou de mercado. Da mesma forma, ir à escola sem trabalhar fora do domicílio



significa uma redução proporcional de (1-D) do salário potencial que, nesse caso, é puramente doméstico. A proporção  $M$  pode ser estimada com base na equação 3, supondo-se que ela é igual para os trabalhos realizados dentro ou fora do domicílio.  $K$  e  $D$ , porém, não são observados.

Substituindo-se a equação 4, nos respectivos parâmetros e variáveis, a equação 2 pode ser reescrita como:

$$U_i(j) = Z_i \cdot \gamma_j + (Y_{-i} + y_{ij}) \alpha_j + v_{ij} = Z_i \cdot \gamma_j + Y_{-i} \cdot \alpha_j + w_i \cdot \beta_j + v_{ij} \quad (5)$$

em que:  $\beta_0 = \alpha \cdot K$ ;  $\beta_1 = \alpha_1 \cdot M \cdot K$  e  $\beta_2 = \alpha_2 \cdot D \cdot K$

Quando todos os coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  são conhecidos, além do atual ou potencial salário de mercado,  $w_i$ , e dos termos residuais,  $v_{ij}$ , a escolha ocupacional da criança  $i$  é definida por:

$$k^* = \arg \max_j [U_i(j)] \quad (6)$$

A equação (5) representa a utilidade observada da criança  $i$  sob a escolha ocupacional  $j$ , de forma que (6) representa a escolha observada da criança na ausência do programa. Se o Programa Bolsa Escola é, então, introduzido para todas as crianças que freqüentam a escola,<sup>11</sup> por meio de uma transferência monetária  $T$ , a equação (5) pode ser reescrita como a equação (7) a seguir. Em (7), o valor da  $T$  da transferência é adicionado diretamente ao termo da renda domiciliar (que, por sua vez, é independente da ocupação da criança), desde que a criança esteja freqüentando a escola (ou seja,  $j = 1$  ou 2).

$$U_i(j) = Z_i \cdot \gamma_j + (Y_{-i} + BE_{ij}) \cdot \alpha_j + w_i \cdot \beta_j + v_{ij} \quad (7)$$

em que  $BE_{i0} = 0$  e  $BE_{i1} = BE_{i2} = T$

Observe-se, na equação (7), que o que faz a transferência ser condicional é o fato de, para a utilidade da categoria  $j = 0$ , o modelo não permitir a adição do montante  $T$ , contrariamente às outras duas categorias. Se não houvesse condicionalidade à escolarização, todos receberiam o montante  $T$ , independentemente da categoria  $j$ . Assim sendo, a equação (7) é a representação da forma reduzida do modelo da escolha ocupacional da criança, o que permite a simulação dos efeitos do Bolsa Escola sobre a escolha ocupacional quando os valores de  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $w_i$  e  $v_{ij}$  são conhecidos ou estimados.

### 3.1 Estimação do modelo discreto

Supondo-se que  $v_{ij}$  sejam independentes e identicamente distribuídos na amostra com uma distribuição exponencial dupla, os

<sup>11</sup> Hipótese feita apenas por simplicidade, para a apresentação do modelo. Em breve, o *means-test* será introduzido, sem nenhuma perda de generalidade, durante o processo de simulação.

parâmetros da equação (7) podem ser estimados com base num modelo multinomial logístico. Entretanto, os parâmetros não são estimados diretamente pelo modelo e algumas precauções precisam ser tomadas. Nesse modelo, a probabilidade de escolher a ocupação  $k$  é dada por:

$$p_{ik} = \frac{\exp(Z_i \cdot \gamma_k + Y_{-i} \cdot \alpha_k + w_i \cdot \beta_k)}{\sum_j \exp(Z_i \cdot \gamma_j + Y_{-i} \cdot \alpha_j + w_i \cdot \beta_j)} \quad (8)$$

Sendo  $j = 0$  a categoria de referência, a probabilidade é reescrita por:

$$p_{ij} = \frac{\exp[Z_i \cdot (\gamma_j - \gamma_0) + Y_{-i} \cdot (\alpha_j - \alpha_0) + w_i \cdot (\beta_j - \beta_0)]}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp[Z_i \cdot (\gamma_j - \gamma_0) + Y_{-i} \cdot (\alpha_j - \alpha_0) + w_i \cdot (\beta_j - \beta_0)]} \quad j = 1, 2;$$

e

$$\sum_{j=0}^2 p_{ij} = 1 \quad (9)$$

Como visto pela equação (9), o modelo multinomial logístico não permite a estimação dos parâmetros de interesse em si, mas apenas das diferenças  $(\alpha_j - \alpha_0)$ ,  $(\beta_j - \beta_0)$  e  $(\gamma_j - \gamma_0)$ , para  $j = 1, 2$ . Mas, conforme as equações (6) e (7), precisamos identificar os três coeficientes  $\alpha_0, \alpha_1$  e  $\alpha_2$  em níveis, pois a variável renda é assimétrica entre as categorias (já que a adição do montante  $T$  depende da categoria  $j$  escolhida). As diferenças não são suficientes para que se possa estimar a utilidade máxima da criança para simular a categoria  $k^*$ .

Para solucionar esse problema, valemo-nos do único suposto estrutural introduzido até aqui, e representado pela equação (4). Sejam  $\hat{a}_j$  e  $\hat{b}_j$  os coeficientes estimados pelo modelo multinomial logístico, respectivamente, para a variável renda domiciliar,  $Y_{-p}$ , e o salário potencial da criança,  $w_p$ , quando  $j = 1$  ou  $2$ , dado  $j = 0$  ser a categoria base. Com base na equação (5), obtém-se o seguinte sistema de equações:

$$\begin{aligned} \alpha_1 - \alpha_0 &= \hat{a}_1 \\ \alpha_2 - \alpha_0 &= \hat{a}_2 \\ \beta_1 - \beta_0 &= \hat{b}_1 \rightarrow (\alpha_1 \cdot M - \alpha_0) \cdot K = \hat{b}_1 \\ \beta_2 - \beta_0 &= \hat{b}_2 \rightarrow (\alpha_2 \cdot D - \alpha_0) \cdot K = \hat{b}_2 \end{aligned} \quad (10)$$

Mesmo estimando-se  $M$  a partir da equação (3), o sistema ainda não pode ser resolvido, pois restam cinco incógnitas  $(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, D, K)$  para quatro equações. A escolha arbitrária de  $K$  ou  $D$  permite a estimação de todos os parâmetros desejados. Assim sendo, formula-se

a seguinte hipótese: se a criança não frequenta a escola, ela se especializa completamente – ou trabalha fora do domicílio e tem produtividade doméstica nula, ou trabalha apenas em casa (com uma produtividade equivalente). Ou seja,  $K = 1$ . Em outras palavras, supõe-se que as alocações entre trabalho doméstico e trabalho fora de casa são soluções de canto para todas as alternativas.<sup>12</sup> A solução do sistema gera:

$$\begin{aligned}\alpha_1 &= \frac{\hat{a}_1 - \hat{b}_1}{1 - M} \\ \alpha_0 &= \alpha_1 - \hat{a}_1 \\ \alpha_2 &= \alpha_1 + \hat{a}_2 - \hat{a}_1 \\ D &= \frac{\hat{b}_2 + \alpha_0}{\alpha_2}\end{aligned}\tag{11}$$

Um primeiro teste da relevância das hipóteses de identificação é que os valores de  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  sejam positivos. Seria também desejável que o  $D$  pertencesse ao intervalo  $(0,1)$ .

Por último, é necessário obter estimativas dos termos residuais  $(v_{ij} - v_{i0})$  que, nesse modelo discreto, não são diretamente observados. Sabendo-se que os termos residuais são provenientes de uma família de distribuição dupla-exponencial, e conhecendo-se a escolha ocupacional observada nos dados, é possível gerar, após a estimação dos parâmetros, um resíduo aleatório com distribuição dupla-exponencial de forma coerente à ocupação observada. Por exemplo, se a criança  $i$  trabalha e estuda,  $j = 1$ , os resíduos gerados para ela,  $v_{i1}$  e  $v_{i2}$ , devem satisfazer a:

$$Z_i \cdot \gamma_1 + Y_i \cdot \hat{a}_1 + w_i \cdot \hat{b}_1 + (v_{i1} - v_{i0}) > \text{Sup} \left[ 0, Z_i \cdot \gamma_2 + Y_i \cdot \hat{a}_2 + w_i \cdot \hat{b}_2 + (v_{i2} - v_{i0}) \right]$$

### 3.2 Estimação do salário de mercado potencial

Para completar o processo de simulação, o modelo discreto apresentado na seção anterior necessita da variável que mensura a contribuição da criança à renda domiciliar,  $w_i$ , para todas as crianças, inclusive para aquelas que não trabalham fora do domicílio. Numa abordagem ideal, estimar-se-iam simultaneamente as equações (3) e (9) por máxima verossimilhança. Por simplicidade, porém, preferimos adotar um processo mais transparente e robusto: estimaremos a equação (3) por mínimos quadrados ordinários, com base na amostra de crianças que recebem salários de mercado positivo. Além disso, para as crianças

<sup>12</sup> Essa hipótese pode ser relaxada se alguma informação sobre horas trabalhadas estiver disponível nas pesquisas.

com salário zero, é preciso gerar um resíduo aleatório que respeite a lei normal dos resíduos obtidos pela regressão, i.e., que suponha que o termo aleatório dos que não trabalham tem distribuição normal com média zero e desvio-padrão igual àquele observado empiricamente entre as crianças que trabalham.

A estimação da equação 3 por outro método destinado a corrigir o viés de seleção não se aplica a esse caso. Tal correção deveria basear-se na utilização de uma variável instrumental que afetasse o salário, a qual não afetasse, porém, a escolha entre estudar e trabalhar por outro canal. Não é tarefa fácil. Além disso, os resultados obtidos pelo método-padrão de correção do viés de seleção por dois estágios não são válidos quando o indivíduo pode ter mais de duas escolhas ocupacionais, como é o caso desse modelo.<sup>13</sup> Lee (1983) propôs uma generalização ao método de correção de Heckman, mas, de acordo com Schmertmann (1994), Bourguignon et al. (2001) e Dahl (2002), tal correção só é justificada em alguns casos bastante específicos. Por essas razões, preferimos não tentar corrigir o viés de seleção da amostra de crianças que trabalham (ainda que ela seja potencialmente importante) por meio de uma abordagem puramente mecânica, com instrumentos pouco convincentes.

### 3.3 Simulando programas de transferência condicional

Os modelos apresentados nas equações 6 e 7 não são uma representação completa das possíveis escolhas do domicílio na presença de programas como o Bolsa Escola. Tais programas levam em consideração a condicionalidade em frequentar a escola, mas não o ponto de corte que define a focalização do recebimento do benefício. Levando-se em conta a condicionalidade, bem como o ponto de corte para a focalização do benefício, cada criança escolherá a categoria com maior utilidade, entre as seguintes opções:

$$\begin{aligned}
 U_i(0) &= Z_i \cdot \gamma_0 + \alpha_0 Y_{-i} + \beta_0 w_i + v_{i0} \\
 U_i(1) &= Z_i \cdot \gamma_1 + \alpha_1 (Y_{-i} + T) + \beta_1 w_i + v_{i1} \quad \text{se } Y_{-i} + Mw_i \leq Y^\circ \\
 U_i(1) &= Z_i \cdot \gamma_1 + \alpha_1 Y_{-i} + \beta_1 w_i + v_{i1} \quad \text{se } Y_{-i} + Mw_i > Y^\circ \\
 U_i(2) &= Z_i \cdot \gamma_2 + \alpha_2 (Y_{-i} + T) + \beta_2 w_i + v_{i2} \quad \text{se } Y_{-i} \leq Y^\circ \\
 U_i(2) &= Z_i \cdot \gamma_2 + \alpha_2 Y_{-i} + \beta_2 w_i + v_{i2} \quad \text{se } Y_{-i} > Y^\circ
 \end{aligned} \tag{12}$$

As condições observadas nas categorias 1 e 2 são provenientes da definição do ponto de corte de focalização, isto é,  $Y^\circ$  é a renda máxima que separa os beneficiários dos não-beneficiários. Essas condições são

<sup>13</sup> Cumpre lembrar que cada criança pode ser classificada em três possíveis categorias:  $j = 0, 1$  ou  $2$ .

definidas em termos de rendimento monetário; por isso, a contribuição da criança no trabalho doméstico em  $S = 2$  não é levada em conta.

Conforme mencionado, o que importa para o estudo é a diferença entre as utilidades correspondentes a cada uma das possíveis escolhas ocupacionais. Então, é preciso conhecer não somente as diferenças  $(\beta_j - \beta_0)$ ,  $(\gamma_j - \gamma_0)$  e  $(v_{ij} - v_{i0})$ , mas também os três coeficientes  $\alpha_j$ . Esse sistema permite visualizar como as crianças escolhem mudar de categoria ocupacional após a introdução de um programa como o Bolsa Escola. A mudança entre as escolhas 1 e 2 é dada quando o domicílio não recebe a transferência se a criança trabalha fora do domicílio e estuda, mas recebe se ela pára de trabalhar fora do domicílio.

Uma grande variedade de programas pode ser facilmente simulada usando-se o desenho proposto. Os valores do ponto de corte  $Y^o$  e da transferência  $T$  podem assumir qualquer valor ou serem dependentes de alguma característica do domicílio ( $H$ ), ou da criança ( $X$ ). Em particular,  $T$  poderia ser dependente da idade ou do gênero. Alguns exemplos de tais alternativas serão apresentados na seção 4.

Duas importantes restrições ao desenho proposto resultam das suposições feitas anteriormente. Não podemos modelar o efeito do teto máximo de transferências permitido por domicílio (R\$ 45) porque, ao ignorar as interações entre crianças de um mesmo domicílio, o modelo faz supor que cada domicílio possui apenas uma criança do ponto de vista comportamental. Entretanto, ao computarmos as medidas de bem-estar referidas na seção 4, cada criança é tratada separadamente e o teto máximo de R\$ 45 é aplicado.

A outra limitação ao desenho está relacionada à exogeneidade do rendimento  $Y_i$ . Essa exogeneidade poderia representar um problema se existisse mais do que uma criança em idade escolar. Isto é, não ocorre quando consideramos somente os rendimentos do adulto. A presença de um valor-limite que separa os beneficiários pode afetar o comportamento dos adultos com relação ao mercado de trabalho, desde que os adultos escolham trabalhar menos para que possam ser qualificados para participar do Programa Bolsa Escola. Note-se, entretanto, que tal comportamento pode ser controlado se o valor-limite não é baseado na renda monetária corrente, mas em alguma *proxy* para renda permanente, como aparenta ser o caso na prática.

## 4 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO

Estimamos as equações 3 e 9 usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) de 1999. Essa amostra é composta por cerca de 60 mil domicílios e 350 mil indivíduos, e é representativa de todos os estados e regiões brasileiras, exceto da área rural da Região Norte. Apesar de o Programa Bolsa Escola atingir todas as crianças de 6 a 15 anos, optamos por estimar os modelos somente entre as crianças maiores de 10 anos, por dois motivos: as informações de trabalho para os menores de 10 anos foram coletadas por meio de um suplemento que, até então, não havia sido objeto de estudo detalhado por parte do IBGE, para a validação das respostas; além disso, de acordo com as estimativas da Pnad, a frequência escolar é de, praticamente, 100% no grupo cuja faixa etária varie de 5 a 9 anos. Entretanto, durante o processo de simulações, as transferências são realizadas no universo de 6 a 15 anos, isto é, todos os menores de 10 anos são aptos a receber a transferência caso habitem em domicílios selecionados pelo programa.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 1, 77% das crianças com idade de 10 a 15 anos estavam freqüentando a escola e não trabalhavam fora do domicílio; 17% exerciam ambas as atividades; e 6% não freqüentavam a escola. Esse panorama, porém, varia consideravelmente por idade, isto é, quanto mais velha for a criança, maior será a probabilidade de ela trabalhar, e menor a de freqüentar a escola. Apenas 2,6% das crianças de 10 anos estão fora da escola e cerca de 90% freqüentam a escola e não trabalham fora do domicílio. Em contrapartida, 13,6% das crianças de 15 anos encontram-se fora da escola, enquanto apenas 60% freqüentam a escola e não trabalham fora do domicílio. Do ponto de vista comportamental, é de esperar um maior efeito do programa entre as mais velhas.

É importar enfatizar que, ao referirmos à frequência escolar, estamos considerando se a criança está matriculada ou não. Usando-se os dados da Pnad, não é possível verificar se a criança realmente está assistindo às aulas. Por conta disso, não é possível usar a restrição do Programa Bolsa Escola de que a criança deve freqüentar ao menos 85% das aulas para poder receber o benefício. Entretanto, de acordo com os últimos dados administrativos coletados pela Secretaria do Programa Nacional Bolsa Escola, entre julho e setembro de 2002, apenas 3% dos beneficiários do programa tinham um índice de frequência

escolar abaixo do percentual estabelecido. Supomos, então, que todas as crianças pertencentes ao universo estudado possuem frequência escolar adequada para o recebimento do benefício.

**TABELA 1**  
Frequência escolar e escolha ocupacional de crianças de 10 a 15 anos de idade

	10	11	12	13	14	15	Total
Não freqüenta a escola	2,6%	2,3%	3,4%	5,9%	8,5%	13,6%	6,1%
Freqüenta a escola e trabalha	8,0%	11,0%	14,0%	18,3%	22,5%	27,1%	16,8%
Freqüenta a escola e não trabalha	89,4%	86,7%	82,6%	75,8%	69,0%	59,3%	77,1%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Pnad/IBGE 1999 e cálculos dos autores.

**TABELA 2**  
Estatísticas descritivas (médias). Características das crianças de 10 a 15 anos e dos domicílios em que habitam

	Não freqüenta a escola	Freqüenta a escola e trabalha	Freqüenta a escola e não trabalha	Total
Idade	13,6	13,2	12,3	12,51
Anos de estudo	2,9	3,9	4,1	3,97
Renda domiciliar <i>per capita</i>	87,7	110,5	203,4	180,75
Rendimento observado da criança				
10	118,4	34,2	0,0	38,04
11	98,3	44,6	0,0	50,51
12	100,7	51,0	0,0	57,20
13	78,5	66,9	0,0	68,72
14	101,1	83,9	0,0	87,97
15	128,3	109,1	0,0	113,93
Anos de estudo do parente com maior nível de educação	3,1	3,9	6,3	5,72
Idade do parente mais idoso	46,0	46,3	44,9	45,18
Tamanho do domicílio	5,8	5,9	5,2	5,39
Raça (brancos)	37,1%	40,9%	51,6%	48,9%
Gênero (homem)	52,8%	65,2%	46,9%	50,3%
Norte	6,1%	5,6%	6,0%	5,9%
Nordeste	40,3%	45,6%	29,9%	33,2%
Sudeste	32,8%	26,1%	43,5%	39,9%
Sul	14,2%	15,9%	13,7%	14,1%
Centro-Oeste	6,7%	6,7%	6,9%	6,9%
Área metropolitana	18,2%	12,8%	30,9%	27,1%
Área urbana não metropolitana	47,5%	37,9%	53,0%	50,1%
Áreas rurais	34,3%	49,3%	16,1%	22,8%
Proporção no universo estudado	6,1%	16,8%	77,1%	100,0%
População	1.199.252	3.335.102	15.265.102	19.799.456

Fonte: Pnad/IBGE 1999 e cálculos dos autores.

De acordo com os resultados segmentados por escolha ocupacional, apresentados na tabela 2, não freqüentar a escola é opção entre as crianças mais velhas ou menos instruídas, ou que moram em domicílios com rendimento *per capita* baixo, cujo chefe ou cônjuge possua menor instrução. Não freqüentar a escola é uma escolha mais comum no Nordeste, bem como nas áreas rurais. O Nordeste também concentra a maior porcentagem de crianças que trabalham fora do domicílio e freqüentam a escola. Em outras palavras, o Nordeste é a região brasileira que concentra o maior número de crianças que exercem algum tipo de trabalho, porém muitas das crianças não abandonam a escola.

Ainda na tabela 2, é possível observar o rendimento médio das crianças que trabalham fora do domicílio. Com médias, para cada grupo de idade, variando entre R\$ 80 e R\$ 130 por mês, os rendimentos representam cerca de metade do salário mínimo. Esses valores são muito mais altos do que os R\$ 15 propostos pelo Programa Bolsa Escola para cada criança que freqüenta a escola. Entretanto, sabe-se que o rendimento observado não é uma boa medida para medir o custo de oportunidades da escolaridade, pois a freqüência escolar é evidentemente consistente com algum valor pago pelo mercado de trabalho.

Em virtude da grande diferença entre as escolhas ocupacionais das crianças de 10 a 15 anos de idade (tabela 1), os modelos foram estimados separadamente para cada uma das idades, bem como para o grupo em conjunto (tabelas 3 e 4). Ao estimar-se o modelo para amostra completa (todas as idades conjuntamente), as variáveis idade, escolaridade e a interação delas – obtida pelo quadrado da diferença dessas variáveis – foram incluídas no vetor de características. Essa especificação permite uma melhor caracterização dos efeitos da idade do que se usássemos variáveis *dummy* para idade e escolaridade, assim como as interações delas. As simulações testadas na próxima seção foram construídas com base nas estimativas dos modelos por idade. Em contrapartida, os resultados relatados nesta seção são referentes às estimativas obtidas quando consideramos os modelos para o grupo de crianças de 10 a 15 anos, conjuntamente.

Os resultados da estimação da equação 3 revelam que as variáveis região geográfica, raça e gênero têm os mesmos sinais e efeitos encontrados em modelos semelhantes estimados entre adultos (tabela 3).<sup>14</sup> O coeficiente da variável logaritmo da mediana do rendimento das crianças é positivo, e estatística e economicamente significativa. Essa variável é muito importante, pois funciona como *proxy* para a variação espacial da demanda do mercado de trabalho para várias idades. Ela

<sup>14</sup> Resultados análogos obtidos para as estimativas por idade podem ser requisitados aos autores.



foi construída como a mediana da distribuição de rendimentos das outras crianças com exatos 10 (11, 12, 13, 14, 15, conforme apropriado) anos de idade, em cada Unidade da Federação, isto é, se a criança  $i$  tem 10 anos de idade, a variável é definida como a mediana do rendimento das outras crianças de 10 anos que residem na mesma Unidade da Federação, caso existissem ao menos dois indivíduos no vetor.<sup>15</sup> Essa variável é o instrumento de identificação e não será utilizada no modelo multinomial logístico (equação 12). Intui-se que as condições de demanda por idade do mercado de trabalho encarado pelas crianças afetam a decisão ocupacional apenas pela via do seu rendimento potencial.

**TABELA 3**  
Regressão linear do logaritmo dos rendimentos observados

	De 10 a 15 anos de idade		
	Coefficiente	D.P.	P-valor
#	2431		
R <sup>2</sup>	0,35		
<i>Dummy</i> se trabalha e estuda	-0,3444	0,0360	0,0000
Idade	-0,0571	0,0539	0,2900
Anos de estudo	0,2528	0,0515	0,0000
(Idade - anos de estudo) <sup>2</sup>	0,0106	0,0025	0,0000
Homem	0,2002	0,0304	0,0000
Branco	0,0588	0,0305	0,0540
Área urbana não metropolitana	-0,1020	0,0374	0,0060
Área rural	-0,1089	0,0455	0,0170
Log da mediana do rendimento por UF	0,5984	0,0424	0,0000
Intercepto	0,5325	0,3573	0,1360

Fonte: Pnad/IBGE 1999 e cálculos dos autores.

Os rendimentos medianos são computados para cada idade, em cada Unidade da Federação, o que explica a não-significância do termo linear idade (tabela 3). Um modelo alternativo, mas não relatado, que omite a variável 'logaritmo do rendimento mediano' indicou que o aumento de 1 ano de idade implicava o aumento de 40% no rendimento. Entretanto, observou-se uma clara não-linearidade na forma como a idade afeta os rendimentos, ao estimar-se o modelo por idade. De fato, a não-linearidade e as interações entre idade e escolaridade ou outros determinantes são as razões que levaram à escolha da especificação dos modelos por idade para a geração das simulações. Obviamente, todos os efeitos regionais foram captados pela variável 'logaritmo do rendimento mediano' em virtude de sua natureza. Além disso, o efeito da escolaridade é positivo e significativo.

<sup>15</sup> Quando menos de três crianças que trabalham foram encontradas na amostra da Pnad 1999 para uma determinada Unidade da Federação, utilizamos a mediana da região (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste).

Como esperado, a estimativa obtida para  $M$  (o coeficiente para a *dummy* se trabalha e se estuda) revela que a criança, ao freqüentar a escola e ao trabalhar fora do domicílio, tem rendimentos menores do que se não freqüentasse a escola. Ao interpretar esse coeficiente como reflexo do número de horas trabalhadas, verifica-se que a criança que freqüenta a escola trabalha em média 34% menos horas do que aquela que está fora da escola.

Os resultados estimados usando o modelo multinomial logístico para a amostra completa (10 a 15 anos) são apresentados na tabela 4, na forma de efeitos marginais e respectivos p-valores. A categoria  $j = 0$  (não freqüenta a escola) foi usada como base para as estimações. De acordo com os resultados, a probabilidade de a criança escolher a categoria  $j = 2$  (freqüentar a escola) é maior quanto maior for o nível educacional dos pais, ou menor o tamanho do domicílio,<sup>16</sup> ou maior o rendimento domiciliar. Entretanto, o efeito da variável  $Y_j$  (rendimento domiciliar) nas escolhas ocupacionais,  $j = 1$  e  $j = 2$ , é relativamente pequeno. Em contrapartida, quanto maior for seu rendimento potencial menor será sua probabilidade de pertencer a essa categoria. Crianças do sexo masculino, bem como as mais velhas são as mais propensas a escolher a categoria 0 ou 1 (trabalha e estuda), enquanto crianças do sexo feminino escolhem a categoria 2. Esse fenômeno sugere que as meninas realizam trabalhos domésticos, enquanto os meninos realizam algum trabalho fora do domicílio. Por último, residir em áreas não metropolitanas, ou rurais, aumenta a probabilidade de a criança exercer alguma atividade fora do domicílio.

Em relação à consistência geral dos dois modelos, constata-se que as restrições estruturais necessárias para a consistência das simulações propostas ( $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  positivos e  $0 < D < 1$ ) são válidas. Usando-se a equação 11, obtém-se:

$$\alpha_1 = \frac{0.0001 + 0.0120}{1 - \text{Exp}(-0.3444)} = 0.0415; \quad \alpha_0 = 0.0414; \quad \alpha_2 = 0.0417;$$

$$D = \frac{-0.0101 + 0.0414}{0.0417} = 0.7510$$

Note-se que, para a amostra completa (de 10 a 15 anos), as estimativas dos coeficientes de renda das utilidades das alternativas  $j = 1$  e  $2$  são positivas e, com isso, consistentes com o modelo original. Entretanto, elas são muito próximas, indicando que o efeito da renda é realmente pequeno, como visto anteriormente. De acordo com o valor

<sup>16</sup> O tamanho do domicílio reflete um grande número de crianças, que é consistente com o *trade-off* qualidade-quantidade citado por Becker.

obtido para o parâmetro  $D$ , crianças que freqüentam a escola e não trabalham fora do domicílio têm uma produção doméstica estimada em cerca de  $\frac{3}{4}$  de seu potencial rendimento de mercado. Esse valor é muito próximo da estimativa obtida para  $M$  [=Exp(-0.344)= .709]. Sendo  $M$  a contribuição média da criança que estuda e trabalha fora do domicílio no rendimento domiciliar *per capita*, representado como um percentual de sua potencial contribuição caso não estivesse estudando, tem-se que o valor estimado do trabalho realizado dentro do domicílio pela criança que estuda (e não trabalha fora do domicílio,  $j = 2$ ) é similar ao valor estimado do trabalho realizado no mercado de trabalho pelas crianças que estudam e trabalham fora do domicílio, ou seja, exercem alguma atividade no mercado de trabalho ( $j = 1$ ).

TABELA 4

Modelo multinomial logístico da escolha ocupacional: efeitos marginais e p-valores

	Pseudo-R <sup>2</sup>	#	Freqüenta a escola e trabalha		Freqüenta a escola e não trabalha	
			Efeito marginal	P-valor	Efeito marginal	P-valor
10 a 15 anos de idade	0,1903	43296				
Rendimento domiciliar total			0,0000	0,0920	0,0000	0,0090
Renda potencial da criança (What)			-0,0004	0,0000	-0,0004	0,0000
Tamanho do domicílio			0,0076	0,0000	-0,0038	0,0000
Idade			0,0045	0,0000	-0,0705	0,1160
Anos de estudo			0,0543	0,0000	0,0013	0,6880
(Idade-anos de estudo) <sup>2</sup>			0,0024	0,0000	-0,0014	0,7470
Branco			-0,0066	0,6370	0,0076	0,0000
Homem			0,1238	0,0000	-0,1103	0,0000
Anos de estudo do parente com maior nível de educação			-0,0085	0,0000	0,0162	0,0000
Idade do parente mais idoso			-0,0009	0,0800	0,0018	0,3270
Número de crianças com menos de 5 anos			0,0006	0,0000	-0,0166	0,0000
Ranking da criança			0,0199	0,0690	-0,0217	0,0000
Área urbana não metropolitana			0,0569	0,3960	-0,0810	0,0000
Área rural			0,2282	0,0000	-0,2606	0,0000

Fonte: Pnad/IBGE 1999 e cálculos dos autores.

Considerando-se os modelos estimados por idade, observa-se que os valores estimados para  $D$  e  $M$ , bem como para todos os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , variam consideravelmente entre as idades, principalmente pela perda de precisão das estimativas decorrente de pequenas subamostras (tabela 5). Com exceção do valor  $D$  maior do que 1 obtido para as crianças de 11 anos de idade, todos os outros parâmetros são consistentes com restrições teóricas impostas. Em geral, as estimativas

obtidas em ambos os modelos são consistentes com o comportamento racional da maximização da utilidade. As simulações são realizadas com base nesses modelos, e a restrição estrutural sobre o parâmetro  $K$  pode gerar resultados sensíveis.

**TABELA 5**  
Valores implícitos para os parâmetros estruturais no modelo de escolha ocupacional

	<b>M</b>	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	<b>D</b>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$
10-15	70,9%	0,0414	0,0415	0,0417	75,1%	0,0414	0,0294	0,0313
10	33,6%	0,0548	0,0547	0,0552	84,6%	0,0548	0,0184	0,0467
11	61,3%	0,0960	0,0958	0,0960	102,4%	0,0960	0,0587	0,0983
12	52,3%	0,0300	0,0300	0,0302	98,5%	0,0300	0,0157	0,0297
13	73,3%	0,0848	0,0850	0,0851	85,9%	0,0848	0,0623	0,0731
14	75,3%	0,0683	0,0685	0,0686	80,7%	0,0683	0,0516	0,0554
15	71,5%	0,0418	0,0420	0,0421	64,1%	0,0418	0,0301	0,0270

Fonte: Pnad/IBGE 1999 e cálculos dos autores.

## 5 AVALIAÇÃO *EX ANTE* DO PROGRAMA BOLSA ESCOLA E ALGUNS CENÁRIOS ALTERNATIVOS

O Programa Bolsa Escola, assim como muitos programas de transferências monetárias, visa à redução da pobreza corrente por meio de transferências focalizadas e, também, da redução da pobreza futura, ao aumentar os incentivos para que os pobres invistam em capital humano. A avaliação do sucesso ou não da redução de pobreza corrente é impossível de ser realizada, mesmo usando técnicas *ex ante*, caso não sejam feitas fortes suposições sobre o comportamento futuro dos retornos à educação. Se um aumento da frequência escolar implica ou não o aumento do capital humano depende exclusivamente da qualidade dos serviços prestados, mas essa informação não existe na base de dados utilizada.<sup>17</sup> Além disso, se mais capital humano reduz ou não a pobreza no futuro depende de como as taxas de retornos vão variar entre o presente e o futuro. Essa é uma complexa questão do equilíbrio geral que ultrapassa os objetivos deste exercício.<sup>18</sup>

Pelos resultados apresentados, é possível revelar algo sobre o alvo intermediário do programa, que é o aumento na frequência escolar. Apesar de não ser suficiente para estabelecer uma relação com a

<sup>17</sup> A evidência de resultados educacionais de uma avaliação *ex post* do Programa Bolsa Escola em âmbito municipal, no Recife, não é conclusiva. Aplicando técnicas de controle e tratamento, Lavinias e Barbosa (no prelo) relataram que os testes de escores realizados nos dois grupos não eram estatisticamente diferentes. Ademais, o Sistema de Acompanhamento do Ensino Básico (Saeb), feito pelo Ministério da Educação, acrescenta algumas informações sobre os resultados, mas o período de cobertura não é suficientemente longo (ver Albernaz, Ferreira e Franco, 2002).

<sup>18</sup> Ver Coady e Morley (2003) para uma corajosa e bem feita tentativa de estimação dos ganhos presentes do acréscimo de educação provenientes de programas de transferência.

possibilidade de redução da pobreza futura, esse aumento é pelo menos necessário.<sup>19</sup> Uma avaliação *ex ante* do impacto do programa por esse prisma requer a simulação do número de crianças que podem mudar de status após o recebimento ou não da transferência.

Usando-se as utilidades representadas sob o sistema de decisões 12, os parâmetros comportamentais ( $\alpha, \beta, \gamma, M$  e  $D$ ) estimados pelas equações 9, 10 e 11, assim como os parâmetros definidos pelo Programa Bolsa Escola ( $Y^o$  e  $T$ ), é possível simular a distribuição contrafactual das escolhas ocupacionais baseando-se nas características observadas e não observadas de cada criança. Como dito anteriormente, os parâmetros estimados utilizados nessas simulações são provenientes do modelo por idade. De acordo com os resultados apresentados na tabela 6, as linhas referem-se à situação ocupacional da criança em setembro de 1999, isto é, antes da implementação do Programa (grupo de ‘controle’), enquanto as colunas registram as escolhas ocupacionais após o recebimento ou não da transferência, ou seja, é a distribuição ocupacional simulada (grupo de ‘tratamento’). Os resultados são apresentados para todos os domicílios onde exista pelo menos 1 criança na faixa etária de 10 a 15 anos, assim como para os domicílios pobres.<sup>20</sup>

Embora o valor da transferência não seja alto, a tabela 6 apresenta resultados satisfatórios para o aumento da frequência escolar. Cerca de 4, em cada 10 crianças de 10 a 15 anos (39%) que não freqüentavam a escola, decidem freqüentá-la após o recebimento da transferência fornecida pelo Programa. Desses 39% que mudam de categoria, 14% continuam exercendo atividade fora do domicílio, enquanto 25% decidem-se por apenas freqüentar a escola. Ao mesmo tempo, o programa ajuda a reduzir, de 6% para 3,7%, o número de crianças que não freqüentam a escola. Entre aqueles que exercem atividades fora do domicílio, mas que freqüentam a escola, apenas 2,2% deixam de exercê-las. Como resultado geral, o percentual de crianças que freqüentam a escola aumenta de 94% para 96,3%, cumprindo, assim, um dos objetivos do programa.

Os resultados descritos ganham destaque quando focamos a análise nas crianças que residem em domicílios considerados pobres. Estima-se que 30,5% dos domicílios brasileiros vivem em condição de pobreza. Ao considerar somente os domicílios pobres, o percentual de crianças fora da escola aumenta de 6% para 9%. Após o recebimento do benefício, cerca de 60% de crianças decidem freqüentar a escola, valor esse maior do que os 40% antes encontrados. A simulação do Programa Bolsa Escola sugere que o percentual de crianças fora da escola

<sup>19</sup> É possível argumentar que isso não é necessário, desde que as transferências possam, por elas mesmas, aliviar a restrição de crédito e ter um impacto positivo a longo prazo (por meio de melhorias nutricionais, por exemplo). O foco aqui é se a natureza condicional dessas transferências tem impacto ou não sobre a escolha ocupacional das crianças, ou mesmo sobre a decisão de ocupação do tempo delas.

<sup>20</sup> Um domicílio é considerado pobre se a renda domiciliar *per capita*, após ajustes regionais, é menor do que R\$ 74,48 [detalhes da construção da linha em Ferreira, Lanjouw e Neri (2003)].

diminui, passando de 8,9% para 3,7%. Esse maior impacto do programa entre os mais pobres reflete a natureza do programa, que focaliza a transferência entre os domicílios com renda *per capita* inferior a um dado valor. Famílias que informam renda domiciliar *per capita* maior do que R\$ 90 não estão aptas a receber a transferência  $T$  e, com isso, nenhuma mudança ocupacional é simulada para as crianças que vivem nesses domicílios. Entretanto, todas as crianças que mudam de *status* na tabela 6 vivem em domicílios com rendimento *per capita* inferior a R\$ 90; logo, ao usarmos uma linha de pobreza de R\$ 74,48 estaremos realizando transferências para todos os domicílios considerados pobres, cujas crianças freqüentam a escola.

**TABELA 6**  
Efeito simulado do Programa Bolsa Escola em crianças de 10 a 15 anos de idade

	Todos os domicílios (%)			
	Não freqüenta a escola	Freqüenta a escola e trabalha	Freqüenta a escola e não trabalha	Total
Não freqüenta a escola	60,7	14,0	25,3	6,0
Freqüenta a escola e trabalha	-	97,8	2,2	16,9
Freqüenta a escola e não trabalha	-	-	100,0	77,1
Total	3,7	17,3	79,0	100,0
	Domicílios pobres (%)			
	Não freqüenta a escola	Freqüenta a escola e trabalha	Freqüenta a escola e não trabalha	Total
Não freqüenta a escola	41,3	21,7	37,0	8,9
Freqüenta a escola e trabalha	-	98,9	1,1	23,1
Freqüenta a escola e não trabalha	-	-	100,0	68,1
Total	3,7	24,7	71,6	100,0

Fonte: Pnad/IBGE 1999 e cálculos dos autores.

Considerando-se que a transferência  $T$  é relativamente pequena, os resultados mostram que a redução de 60% na proporção de crianças pobres que não freqüentam a escola é satisfatória. Esse relativo impacto sobre o percentual, dada uma pequena transferência, deve-se ao fato de o valor da contribuição corrente da criança que freqüenta a escola ser proporcional ao seu potencial rendimento caso não freqüentasse a escola. Tal proporção é a interpretação direta dos parâmetros  $M$  (para as que trabalham fora do domicílio e estudam) e  $D$  (para as que trabalham dentro do domicílio e estudam), estimados dentro do intervalo 70% e 75%. Aplicando esses fatores a R\$ 100, que é um

possível valor para representação da ‘média’ de rendimentos (ver tabela 2) das crianças que não freqüentam a escola,  $j = 0$ , temos que R\$ 25 é o custo de oportunidades mensal para freqüentar a escola. Conseqüentemente, as crianças que se decidem por mudar de ocupação entre não freqüentar a escola,  $j = 0$ , para freqüentar a escola,  $j = 1$  ou  $2$ , em resposta a uma transferência  $T$  de R\$ 15, devem ter uma valoração esperada da educação maior do que R\$ 10, enquanto as que não mudam de categoria devem valorar a educação em menos do que isso.

Considerando-se que a simulação do Programa Bolsa Escola indica que 3,7% das crianças ainda se encontram fora da escola, cumpre mudar alguns parâmetros do programa para tentar reduzir ainda mais esse percentual. Essa é uma das grandes possibilidades de aplicação de avaliações *ex ante*, ou seja, é possível escolher os parâmetros básicos do programa por meio de simulações. O exercício identifica as distribuições original e contrafactuais da escolha ocupacional para todas as crianças e, separadamente, entre aquelas que residem em domicílios pobres. O impacto de cada cenário alternativo é também comparado com os valores iniciais de pobreza e desigualdade, por meio da utilização das medidas de pobreza tradicionais, FGT (0, 1, 2), construídas com base na linha de pobreza apresentada por Ferreira, Lanjouw e Neri (2003) e dos índices de desigualdade Theil-T, desvio logaritmo médio, Gini e metade do quadrado do coeficiente de variação. Esses resultados permitem avaliar o primeiro objetivo do programa, que é a redução de pobreza corrente (e, possivelmente, da desigualdade).

Cinco cenários alternativos foram propostos. O cenário 1 mantém o critério de seleção dos beneficiários (R\$ 90), mas dobra os valores da transferência (R\$ 30) e do teto máximo de transferência por domicílio (R\$ 90), enquanto, no cenário 2, esses valores são quadruplicados ( $T = \text{R\$ } 60$ , teto = R\$ 180). No cenário 3, o critério de seleção fica inalterado (R\$ 90), mas as transferências aumentam de acordo com a idade da criança, além de não haver teto para as transferências dentro do mesmo domicílio, isto é, a criança de 10 anos recebe R\$ 15 e o valor aumenta em R\$ 5 para cada ano de idade adicional (10 – R\$ 15; 11 – R\$ 20; 12 – R\$ 25; 13 – R\$ 30; 14 – R\$ 35; 15 – R\$ 45). No cenário 4, o valor do critério de seleção é aumentado de R\$ 90 para R\$ 120, mas o valor de  $T$  não foi alterado. E, por último, no cenário 5, todos os critérios do Bolsa Escola permaneceram os mesmos, mas retiramos a condicionalidade do programa, isto é, todas as crianças selecionadas pelo corte de renda receberam o benefício sem nenhuma obrigatoriedade de freqüentar a escola.

Três importantes resultados são provenientes dessa análise. Em primeiro lugar, ao comparar o cenário 5 com o Programa Bolsa Escola atual, observou-se que a condicionalidade é um fator crucial para a decisão de ocupação de tempo da criança. A proporção de crianças em cada categoria após o recebimento da transferência, pelo cenário 5, permaneceu igual à proporção original. Isso é consistente com o pequeno efeito marginal encontrado para a variável renda domiciliar, apresentado na tabela 4, e sugere que a condicionalidade de frequentar a escola requerida para o recebimento do benefício é a causa principal para a demanda extra por escolaridade.

**TABELA 7**  
Efeito simulado da escolha ocupacional dados os cenários alternativos para Programas de Transferência Monetária sobre crianças de 10 a 15 anos de idade

	Todos os domicílios (%)						
	Original	Programa Bolsa Escola	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3	Cenário 4	Cenário 5
Não freqüenta a escola	6,0	3,7	2,9	2,2	2,8	3,2	6,0
Freqüenta a escola e trabalha	16,9	17,3	17,4	17,4	17,4	17,5	16,8
Freqüenta a escola e não trabalha	77,1	79,0	79,7	80,3	79,8	79,3	77,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

	Domicílios pobres (%)						
	Original	Programa Bolsa Escola	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3	Cenário 4	Cenário 5
Não freqüenta a escola	8,9	3,7	1,9	0,6	1,8	3,6	8,9
Freqüenta a escola e trabalha	23,1	24,7	25,1	25,4	25,2	24,9	23,0
Freqüenta a escola e não trabalha	68,1	71,6	72,9	74,0	73,0	71,4	68,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Pnad/IBGE 1999, e cálculos dos autores.

Nota: Cenário 1 – transferência de R\$30, máximo por domicílio R\$90; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 2 – transferência de R\$60, máximo por domicílio R\$180; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 3 – transferência variando por idade, sem máximo; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 4 – transferência de R\$15, máximo por domicílio R\$45; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 5 – Programa Bolsa Escola sem condicionalidade.

Em segundo lugar, o valor da transferência é um fator importante para aumentar o impacto gerado pelo programa social. Observe-se, na tabela 7, que, sob o cenário 1, o percentual de crianças fora da escola diminui 1 ponto percentual, isto é, 25% das crianças desse grupo migram para outro, e, após dobrar novamente o valor da transferência



(cenário 2), o percentual reduz mais 1 ponto. Entre os pobres, esse efeito é mais evidente. Uma transferência de R\$ 60 (cenário 2) reduz o percentual de crianças fora da escola, de 3,7% para 0,6%. Os resultados obtidos com o cenário 3 indicam que, em termos agregados, não importa muito se as transferências são uniformes ou variam por idade. Já a análise do cenário 4 reforça o ponto de os resultados serem mais sensíveis ao valor da transferência do que ao aumento do ponto de corte para seleção dos beneficiários.

Por último, todos os resultados obtidos em termos de redução de pobreza corrente, tanto por intermédio do Programa Bolsa Escola quanto pelos cenários alternativos, são consideravelmente pequenos. A incorporação do Programa Bolsa Escola reduz em apenas 1,3% o número de pobres medidos pelo  $P(0)$  – tabela 8. Entretanto, existem evidências de que as transferências são bem focalizadas, pois o índice de pobreza que mede o hiato quadrático de pobreza  $P(2)$  cai proporcionalmente mais do que  $P(0)$ , diminuindo de 8% para 7%. Esses resultados são consistentes com as reduções na desigualdade, em que o Gini diminui apenas meio ponto após a incorporação do Bolsa Escola. Entretanto, as medidas de desigualdade mais sensíveis à cauda inferior da distribuição de renda, como o desvio logaritmo médio, apresentam melhores resultados. Em termos gerais, a pequena queda dos índices observada na coluna 2 da tabela 8 não permite dizer que o Programa Bolsa Escola atingiu seu objetivo principal de redução da pobreza corrente ou da desigualdade. Tais resultados melhoram quando os valores das transferências são aumentados (cenário 1-3). Quadruplicando a transferência para R\$ 60 por criança, e do teto por domicílio para R\$ 180 (cenário 2), o número de pobres –  $P(0)$  – diminuiria em 4,2%, além de ocorrer uma redução considerável de 2,2% no hiato médio quadrático –  $P(2)$ . Porém, o custo do programa subiria de R\$ 2 bilhões para R\$ 8,5 bilhões, significando um aumento de 0,2% para 0,85% do PIB. O aumento do valor usado para a seleção dos beneficiários (cenário 4) não ajudaria muito em termos de redução de pobreza. Esse resultado é consistente com o que já foi dito, ou seja, o programa realmente aparenta estar bem focalizado nos pobres. Se o programa falha em mover os pobres para um ponto acima da linha de pobreza, isso resulta do baixo valor da transferência, e não da focalização dos pobres.

Os resultados apresentados contrastam com as simulações aritméticas relatadas por Camargo e Ferreira (2001). Tais simulações indicam que um programa similar poderia reduzir a incidência de pobreza (com respeito à mesma linha de pobreza e à mesma amostra de dados),

de 30,5% para 9,9%. Entretanto, as simulações foram obtidas sem que se levasse em consideração o fato de a resposta das crianças ao programa poder ser melhor caso existisse a condicionalidade de freqüentar a escola. A razão para essa grande diferença nos resultados é simples. Camargo e Ferreira simularam um programa cujas transferências eram mais altas, variando entre R\$ 150 e R\$ 220 por domicílio. Neste artigo, o melhor resultado para a redução de pobreza foi obtido sob o cenário 2, cujas transferências são maiores, apontando, assim, na mesma direção do estudo citado.

**TABELA 8**

Distribuição simulada dos efeitos de cenários alternativos para programas de transferência monetária

	Original	Programa Bolsa Escola	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3	Cenário 4	Cenário 5
Renda domiciliar <i>per capita</i>	254,2	255,4	256,5	258,8	256,4	255,6	255,3
Medidas de desigualdade							
Gini	0,591	0,586	0,581	0,570	0,581	0,585	0,586
Desvio médio do logaritmo	0,692	0,659	0,636	0,601	0,639	0,658	0,660
Theil	0,704	0,693	0,682	0,663	0,684	0,691	0,693
Quadrado do coeficiente de variação	1,591	1,573	1,556	1,522	1,558	1,570	1,574
Medidas de pobreza							
% de pobres - P(0)	30,1%	28,8%	27,5%	24,6%	27,7%	28,8%	28,9%
Hiato médio - P(1)	13,2%	11,9%	10,8%	8,8%	10,9%	11,9%	12,0%
Hiato quadrático médio - P(2)	7,9%	6,8%	5,9%	4,6%	6,0%	6,8%	6,8%
Custo anual do programa (em milhões de Reais)		2076	4201	8487	3905	2549	2009

Fonte: Pnad/IBGE 1999 e cálculos dos autores.

Nota: Cenário 1 – transferência de R\$30, máximo por domicílio R\$90; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 2 – transferência de R\$60, máximo por domicílio R\$180; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 3 – transferência variando por idade, sem máximo; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 4 – transferência de R\$15, máximo por domicílio R\$45; e ponto de corte para seleção dos beneficiários R\$90.

Cenário 5 – Programa Bolsa Escola sem condicionalidade.

## 6 CONCLUSÃO

Este artigo propõe um método de avaliação *ex ante* para programas de transferências monetárias condicionais. Foi realizada uma avaliação do impacto do Programa Bolsa Escola, cujo alvo principal é a redução da pobreza corrente e da futura por meio de transferências

monetárias para domicílios pobres, sob a condição de que as crianças residentes nesses domicílios freqüentem a escola. Dessa forma, o impacto do programa tem duas dimensões: a primeira diz respeito à decisão de ocupação do tempo da criança, e a segunda refere-se à redução da pobreza corrente e da desigualdade.

Um modelo de escolhas discretas (multinomial logístico) foi estimado com base em uma amostra representativa de domicílios para toda a população brasileira. Os parâmetros estimados foram usados para a geração de possíveis distribuições contrafactuais da ocupação das crianças. Tais simulações foram construídas com base em desenhos de programas alternativos, que podiam variar o valor da transferência e/ou o ponto de seleção dos beneficiários.

Estimou-se, também, uma equação minceriana de rendimentos para a avaliação do rendimento potencial da criança, caso ela não trabalhasse fora do domicílio. Como os valores de rendimentos de cada domicílio não são simétricos em cada escolha ocupacional, os procedimentos padrões de estimação do modelo multinomial não são válidos. Além disso, por hipótese, a criança que não freqüentasse a escola não contribuía para o trabalho doméstico, isto é, só poderia trabalhar fora do domicílio. Por essa hipótese, a estimação do modelo gera resultados consistentes: as utilidades marginais de renda são positivas e muito similares entre as categorias ocupacionais. Observou-se, também, que o valor da contribuição corrente da criança que freqüenta a escola é proporcional ao seu possível rendimento caso não freqüentasse a escola. Se a criança não trabalha fora do domicílio, e freqüenta a escola, sua produção doméstica é estimada em cerca de 75% de seu potencial rendimento de mercado. Caso a criança trabalhe fora do domicílio, e freqüente a escola, essa proporção é de 70%.

Ao usar o modelo de escolha ocupacional estimado para simular os efeitos do Programa Bolsa Escola federal, implantado em abril de 2001, foram encontrados consideráveis resultados comportamentais por parte das crianças, em resposta ao programa. Cerca de 40% das crianças de 10 a 15 anos que não freqüentavam a escola decidem freqüentá-la após o recebimento do benefício. Entre os pobres, esse percentual sobe para 60%. A proporção de crianças que freqüentavam a escola, as quais, porém, trabalhavam fora do domicílio, cresceu marginalmente.

O efeito de redução de pobreza é bem mais modesto. Aplicando o Programa Bolsa Escola como ele foi formulado, a redução de

pobreza é de apenas 1%, enquanto a redução da desigualdade medida em termos do Gini é de apenas 0,5 ponto. Os resultados são um pouco melhores nas caudas inferiores da distribuição, mas nunca elevados.

A proporção de crianças que freqüentam a escola, assim como a redução da pobreza em resposta ao programa, são sensíveis a mudanças no valor da transferência e insensíveis ao aumento do valor definido como ponto de seleção dos beneficiários. Isso sugere que o alvo do Programa Bolsa Escola é atingido, mas a redução de pobreza por meio desse instrumento, apesar de efetiva, é pequena. Os governos podem até estar transferindo dinheiro de uma forma eficiente e inteligente, mas, se eles realmente pretendem reduzir os altos níveis de privação e de pobreza vigentes no País, precisam transferir valores substancialmente maiores.

## 7 REFERÊNCIAS

- ABRAMOVAY, M.; ANDRADE, C.; WAISELFISZ, J. J. **Melhoria educacional e redução da pobreza**. Brasília: Edições Unesco, 1998.
- ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F. H. G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 453-476, 2002.
- ATKINSON, A.; BOURGUIGNON, F. Tax-Benefit Models for developing countries: lessons from developed countries. In: KHALIL-ZADEH-SHIRAZI, J.; SHAH, A. (Eds.). **Tax policy in developing countries**. Washington, D. C.: The World Bank, 1991.
- BALAND, J.-M.; ROBINSON, J. A. Is child labor inefficient? **Journal of Political Economy**, 108, p. 663-679, 2000.
- BASU, K. Child labor: cause, consequence and cure, with remarks on international labor standards. **Journal of Economic Literature**, XXXVII, p. 1083-1119, 1999.
- BHALOTRA, S. **Is child work necessary?** DEPPS #26, Cambridge University, 2000.
- BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P. The collective approach to household behavior. In: BLUNDELL; PRESTON; WALKER (Eds.). **The measurement of household welfare**. Cambridge University Press, 1994.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G. Conditional cash transfers, schooling, and child labor: micro-simulating Brazil's Bolsa Escola Program. **World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 229-254, 2003.
- BOURGUIGNON, F.; FOURNIER, M.; GURGAND, M. **Selection bias correction based on the multinomial logit model**. Paris: CREST/INSEE, 2001. (Working Paper, 20023-04).
- BROWNING, M. et al. Income and outcomes: a Structural Model of Intra-Household Allocation. **Journal of Political Economy**, v. 102, n. 6, p. 1067-1096, 1994.
- CAMARGO, J. M.; FERREIRA, F. H. G. **O benefício social único: uma proposta de reforma da política social no Brasil**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica, 2001. (Discussion Paper, n. 443).

CANAGARAJAH, S.; COULOMBE, H. **Child labor and schooling in Ghana**. Washington, D.C.: The World Bank, 1997. (Policy Research Working Paper #1884).

CHIAPPORI, P. Collective labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, 100, p. 437-467, 1992.

COADY, D.; MORLEY, S. **From social assistance to social development: a review of targeted education subsidies in developing countries**. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute, 2003.

DAHL, G. B. Mobility and the return to education: testing a roy model with multiple markets. **Econometrica**, v. 70, n. 6, p. 2.367-2.420, 2002.

FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P.; NERI, M. A robust poverty profile for Brazil using multiple data sources. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 59-92, 2003.

FREIJE, S.; LOPEZ-CALVA, L. F. **Child labor and poverty in Venezuela and México**. México City: Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México, 2000. (Documento de trabajo WP01-2001).

GERTLER, P.; GLEWWE, P. The willingness to pay for education in developing countries: evidence from rural Peru. **Journal of Public Economics**, 42, p. 251-275, 1990.

GROOTAERT, C.; PATRINOS, H. (Eds.). **The policy analysis of child labor: a comparative study**, New York: St. Martin's Press, 1999.

HARDING, A. (Ed.). **Microsimulation and public policy**. Amsterdam: Elsevier, 1996.

HECKMAN, J.; VYTLACIL, E. Econometric evaluation of social programs. In: HECKMAN, J.; LEAMER, E. (Eds.). **Handbook of Econometrics**, v. 5, North-Holland, Amsterdam, 2002.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível também em versão eletrônica em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

LAVINAS, L.; BARBOSA, M. L. Forthcoming: an evaluation of the urban Bolsa Escola in Brazil: the experience of Recife. In: ORAZEM, P.; SEDLACEK, G.; TZANNATOS, P. Z. (Eds.). **Child labor in America Latina**. Washington, D.C.: The World Bank. No prelo.

LEE, L. F. Generalized Econometric Model with Selectivity. **Econometrica**, 51, p. 507-512, 1983.

- PARKER, S.; SKOUFIAS, E. **The impact of Progresa on work, leisure and time allocation.** IFPRI, Final Report on Progresa, Washington, D. C.: International Food Policy Research Institute, 2000.
- RAVALLION, M.; WODON, Q. Does child labor displace schooling? Evidence on behavioral responses to an enrollment subsidy. **Economic Journal**, 110, p. C158-C175, 2000.
- ROCHA, S.; SABÓIA, J. **Programas de Renda Mínima: linhas gerais de uma metodologia de avaliação.** Rio de Janeiro: Ipea/UNDP, 1998. (Discussion Paper, n. 582).
- ROSENZWEIG, M.; EVENSON, R. Fertility, schooling and the economic contribution of children in rural India: An econometric analysis. **Econometrica**, v. 45, n. 5, p. 1065-1079, 1977.
- RUBIN, D. Assignment to a treatment group on the basis of a covariate. **Journal of Educational Statistics**, 2, p. 1-26, 1977.
- RUBIN, D.; ROSENBAUM, P. The bias due to incomplete matching. **Biometrika**, v. 41, n. 1, p. 103-116, 1985.
- SANT'ANA, S. R.; MORAES, A. **Avaliação do Programa Bolsa Escola do GDF.** Brasília: Fundação Grupo Esquel Brasil, 1997.
- SCHMERTMANN, C. P. Selectivity bias correction methods in polychotomous sample selection models. **Journal of Econometrics**, v. 60, n. 1-2, p. 101-132. 1994.
- SCHULTZ, T. P. **The impact of Progresa on school enrollment.** IFPRI Final Report on Progresa. Washington, DC: International Food Policy Research Institute, 2000.
- WORLD BANK. **Brazil: an assessment of the Bolsa Escola Programs,** report 20208-BR. Washington, DC: The World Bank, 2001.

José Márcio Camargo\*

Maurício Cortez Reis\*

### 1 INTRODUÇÃO

Os indicadores de desigualdade de renda no Brasil vêm apresentando sinais de queda desde o início dos anos 1990; tendência essa que se intensificou a partir de 2001 (Ipea, 2006). Para um país caracterizado, durante décadas, por elevados níveis de desigualdade, essa é uma excelente notícia. Várias foram as causas dessa evolução na desigualdade de renda, tais como: a redução da desigualdade na distribuição de educação, a diminuição das diferenças de renda entre pessoas de distintos níveis educacionais, a menor segmentação do mercado de trabalho nas cidades pequenas, médias e nas regiões metropolitanas, e, por fim, as transferências governamentais de renda. Estas últimas representaram um dos fatores mais importantes para a redução da desigualdade no período. Estimativas apresentadas em Ipea (2006) mostram que aproximadamente um terço da redução da desigualdade havida no período resultou em um conjunto de programas de transferência de renda financiados, em parte ou totalmente, pelo governo.

Os programas de transferência de renda podem ser importantes mecanismos de redução da desigualdade. Quanto maiores os valores da transferência e da cobertura, e quanto mais focalizados nos mais pobres, maior será o efeito deles sobre a diminuição da desigualdade e da pobreza. Entretanto, programas de transferência de renda podem ter efeitos negativos a longo prazo, na medida em que podem gerar incentivos para a diminuição da taxa de participação de seus beneficiários no mercado de trabalho, aumentar o salário de reserva desses trabalhadores e, dessa forma, aumentar sua taxa de desemprego, criar dependência dos programas e até mesmo afetar as decisões

\* José Márcio Camargo é professor do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio); e Maurício Cortez Reis é pesquisador do Ipea.



dos beneficiários quanto ao investimento em capital humano. Caso esses incentivos sejam significativos, diferentes desenhos de programas de transferência de renda terão diferentes efeitos sobre as decisões de seus beneficiários quanto à oferta de trabalho e de investimentos em capital humano.

O governo brasileiro financia três tipos de programas de transferência de renda. O maior deles, em termos do volume de recursos públicos gastos, é o sistema de aposentadorias e pensões que, em parte, é financiado por contribuições de seus beneficiários. Os gastos desse sistema, que engloba o Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS) e as aposentadorias do setor público, correspondem a 10,9% do Produto Interno Bruto (PIB) do País, estando em torno de 5% do PIB o déficit do sistema previdenciário. O segundo, em termos de tamanho, é o Benefício de Prestação Continuada (BPC), que paga pensão no valor de um salário mínimo a todo cidadão com idade igual ou superior a 65 anos, bem como a deficientes físicos com incapacidade para o trabalho, os quais comprovem ter renda *per capita* familiar menor que um quarto do salário mínimo, sem qualquer tipo de contrapartida por parte de seus beneficiários. Esse programa desembolsa, anualmente, 1% do PIB.

Finalmente, temos os programas condicionados de transferência de renda, financiados inteiramente por impostos, os quais demandam, porém, uma contrapartida por parte de seus beneficiários, como o Bolsa Família, o Bolsa Escola e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti). Esses programas – inicialmente implementados em alguns municípios e estados, mas somente nos anos 2000 nacionalizados – têm como contrapartida a frequência das crianças das famílias beneficiadas às escolas públicas, e visitas periódicas a postos de saúde, ou seja, o investimento em capital humano dessas crianças, e desembolsam, anualmente, 0,38% do PIB.

Neste artigo, apresentamos evidências que corroboram a hipótese de que os dois primeiro tipos de programas, como as aposentadorias e o BPC, efetivamente influenciam o salário de reserva, assim como as decisões quanto à oferta de trabalho. Esse efeito parece influenciar tanto os beneficiários diretos do programa quanto os seus beneficiários indiretos, ou seja, pessoas que vivem em domicílios com a presença de beneficiários dos programas de transferência, os quais não recebem diretamente, porém, qualquer benefício.

Especificamente, as evidências mostram que, nos domicílios onde há pessoas que recebem aposentadorias e pensões, ocorre um aumento do salário de reserva dos membros do domicílio que fazem parte

da força de trabalho. Com o aumento do salário de reserva, aumenta também a pressão salarial e, como consequência, a taxa de desemprego desse grupo de trabalhadores. Como a contribuição dos programas de transferência de renda para a redução da desigualdade advém exatamente do fato de eles favorecerem mais os grupos de menor nível de renda, os trabalhadores mais afetados são exatamente os de menor renda. Da mesma forma, há evidências de que ocorre uma redução na taxa de participação dos adultos das famílias que têm membros que recebem aposentadorias e pensões.

Um segundo conjunto de evidências mostra que a existência de beneficiários diretos desses programas nos domicílios afeta as decisões dos jovens neles residentes quanto a seu investimento em capital humano. Jovens de famílias beneficiadas com aposentadorias e pensões têm maior probabilidade de estar somente estudando, só estudando e trabalhando, ou não fazendo nenhuma das duas atividades, em relação a estar apenas trabalhando, isso se comparados com jovens que vivem em domicílios sem membros beneficiários de qualquer transferência governamental de renda.

## 2 TRANSFERÊNCIAS DE RENDA E DECISÕES QUANTO À OFERTA DE TRABALHO<sup>1</sup>

Ao longo da década de 1990, a taxa de desemprego aberto apresentou forte crescimento na economia brasileira. Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), a taxa de desemprego aberto do País passou de 3,1% para 8,6% da População Economicamente Ativa (PEA) entre 1990 e 1999.<sup>2</sup> Além de a taxa de desemprego aberto ter aumentado significativamente, a proporção dos desempregados com mais de um ano nessa condição, que podemos chamar de desempregados a longo prazo, passou de 0,97% para 4,5% da PEA. Durante a década de 1990, também ocorreu uma redução no ritmo de crescimento da taxa de participação na força de trabalho em relação ao da década anterior.

Um segundo fato estilizado importante ocorrido nesse período foi o aumento do valor da aposentadoria domiciliar *per capita* (ou seja, da renda de aposentadoria dos domicílios dividida pelo número de moradores desses mesmos domicílios). Esse aumento ocorreu ao mesmo tempo em que o rendimento do trabalho principal sofreu forte redução. De acordo com a Pnad, o valor da aposentadoria domiciliar

<sup>1</sup> Os resultados descritos nesta seção têm por base Camargo e Reis (2005).

<sup>2</sup> Para indivíduos de 25 a 59 anos de idade nas áreas urbanas.

*per capita* em 1999 era 60% maior que em 1990, enquanto o rendimento médio do trabalho principal diminuiu, no mesmo período, cerca de 13%. Com isso, aumentou a participação das aposentadorias na renda domiciliar *per capita*. Esses aumentos favoreceram principalmente os indivíduos com níveis mais baixos de educação.

Camargo e Reis (2005) estimam o efeito dessas aposentadorias sobre a taxa de desemprego usando informações de *cross-sections* repetidas para 17 edições da Pnad. As regressões são estimadas separadamente para três grupos de qualificação, definidos com base no nível de escolaridade.<sup>3</sup>

Os resultados mostram que a aposentadoria domiciliar *per capita* apresenta um impacto positivo sobre a taxa de desemprego dos trabalhadores não qualificados. Evidências semelhantes são encontradas para as taxas de desemprego a longo prazo dos não qualificados e dos semiquificados. Além disso, há também evidências de que aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* reduzem a taxa de participação para os não qualificados e os semiquificados.

De acordo com os resultados, um aumento em R\$ 100 na aposentadoria domiciliar *per capita* deve elevar a probabilidade de desemprego dos trabalhadores não qualificados em 1,2 ponto percentual. Para os semiquificados o aumento é de 0,7, enquanto para os qualificados é de apenas 0,2 ponto percentual. Já para a taxa de participação, os resultados mostram que um aumento de R\$ 100 na aposentadoria domiciliar *per capita* reduz a probabilidade de participação dos trabalhadores não qualificados em 8,6 pontos percentuais. As reduções estimadas para os semiquificados e os qualificados são de 2,3 e 0,4 pontos percentuais, respectivamente.

### **3 EFEITOS SOBRE AS DECISÕES QUANTO AO INVESTIMENTO EM CAPITAL HUMANO POR PARTE DE MEMBROS DE DOMICÍLIOS QUE RECEBEM A TRANSFERÊNCIA<sup>4</sup>**

Na seção anterior, mostramos que um aumento no valor das aposentadorias parece ter levado a um aumento da taxa de desemprego e à redução da taxa de participação na força de trabalho. Porém, uma redução da taxa de participação não necessariamente é um fator negativo. Se essa diminuição da taxa de participação estiver associada a um aumento na proporção dos membros jovens do domicílio que estão estudando, em razão de um relaxamento da restrição orçamentária da

<sup>3</sup> São classificados como não qualificados os trabalhadores com menos de 4 anos de escolaridade; como semiquificados os trabalhadores com escolaridade entre 4 e 10 anos; e, como qualificados, aqueles com 11 anos ou mais de escolaridade.

<sup>4</sup> Os resultados desta seção são analisados com cuidado em Camargo e Reis (2006).

família bem como de uma redução do custo de oportunidade de permanecer na escola, a menor taxa de participação estará associada a um aumento do investimento em capital humano por parte das famílias receptoras do benefício em seus membros mais jovens e, portanto, a uma força de trabalho mais educada e mais produtiva no futuro. Esse efeito pode ser particularmente importante para famílias mais pobres com restrição de crédito.

Entretanto, caso a diminuição da taxa de participação esteja associada a um aumento do tempo ocioso dos indivíduos mais jovens, o resultado de longo prazo da menor participação será negativo.

Camargo e Reis (2006) utilizam dados da Pnad de 2003 para estimar os efeitos da renda de aposentadorias e pensões sobre a probabilidade de os jovens de 15 a 21 anos trabalharem e estudarem, de somente estudarem, e de não estudarem nem trabalharem, em relação a somente trabalharem. Os autores encontram evidências de que uma maior renda decorrente de pensões e aposentadorias reduz a taxa de participação dos jovens na força de trabalho, por meio de um aumento na proporção de jovens estudando, mas também na proporção de jovens que não participam da força de trabalho e não estudam.

Os resultados das estimações mostram que um aumento de R\$ 100 na renda *per capita* de aposentadoria reduz a probabilidade de participação dos jovens na força de trabalho em 3,4 pontos percentuais. Se a renda *per capita* de aposentadoria do domicílio aumentar R\$ 100, a probabilidade de os indivíduos residentes no domicílio estarem apenas estudando aumenta 7,6 pontos percentuais, a de estarem estudando e participando aumenta 3,3 pontos percentuais, e a de não estarem estudando nem participando aumenta 2,8 pontos percentuais, em relação à de estarem apenas participando. Os resultados são similares se adicionarmos a renda de pensão à renda de aposentadoria.

Portanto, os resultados descritos nesta seção indicam que um aumento das rendas de aposentadoria e pensões influencia o comportamento dos jovens que vivem no mesmo domicílio de recebedores dessas transferências. Nos domicílios com maiores rendas de aposentadoria e pensões *per capita*, a probabilidade de participação na força de trabalho para indivíduos na faixa etária de 15 a 21 anos é menor do que nos domicílios que não têm indivíduos recebendo esse tipo de benefício.

Entretanto, apesar das elevadas taxas de retorno da educação no Brasil uma grande proporção de indivíduos jovens permanece fora da escola. A evidência sugere que uma parte desse contingente de jovens

está fora da escola pelo fato de a sua renda *per capita* familiar ser muito baixa. Quando a renda do domicílio aumenta, os jovens dedicam-se mais à educação. Há, porém, evidências de que um grupo importante desses jovens dá elevado valor ao lazer ou tem uma elevada taxa de desconto, de tal forma que um aumento da renda *per capita* do domicílio reduz tanto a taxa de participação na força de trabalho quanto o investimento em capital humano por parte desses indivíduos.

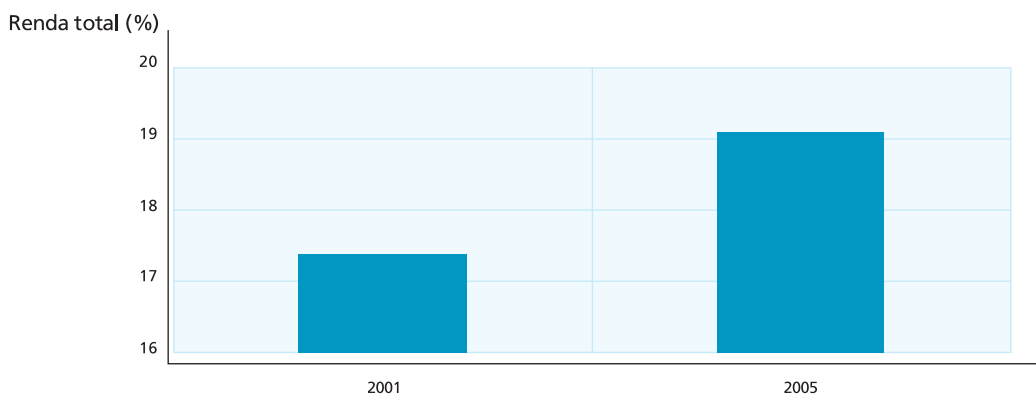
#### 4 A EVOLUÇÃO DAS TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS NO PERÍODO 2001-2005

A partir dos resultados antes apresentados esta seção discute como o comportamento das transferências entre 2001 e 2005 pode ter influenciado o comportamento dos indivíduos. Durante esse período, ocorreu um aumento nas transferências governamentais, para o qual contribuíram a maior cobertura do BPC e, principalmente, do Bolsa Família, assim como os aumentos nos valores das aposentadorias e pensões e do BPC.

O gráfico 1 mostra a participação das transferências públicas na renda total dos domicílios em 2001 e em 2005, de acordo com dados da Pnad. Nota-se que houve, nesse período, um aumento na proporção da renda total advinda de aposentadorias, pensões, BPC e Bolsa Família. Em 2001, esses benefícios representavam cerca de 17% da renda total dos domicílios. Em 2005, essa parcela aumentou para 19%.

#### GRÁFICO 1

Participação das transferências públicas na renda total (em %)

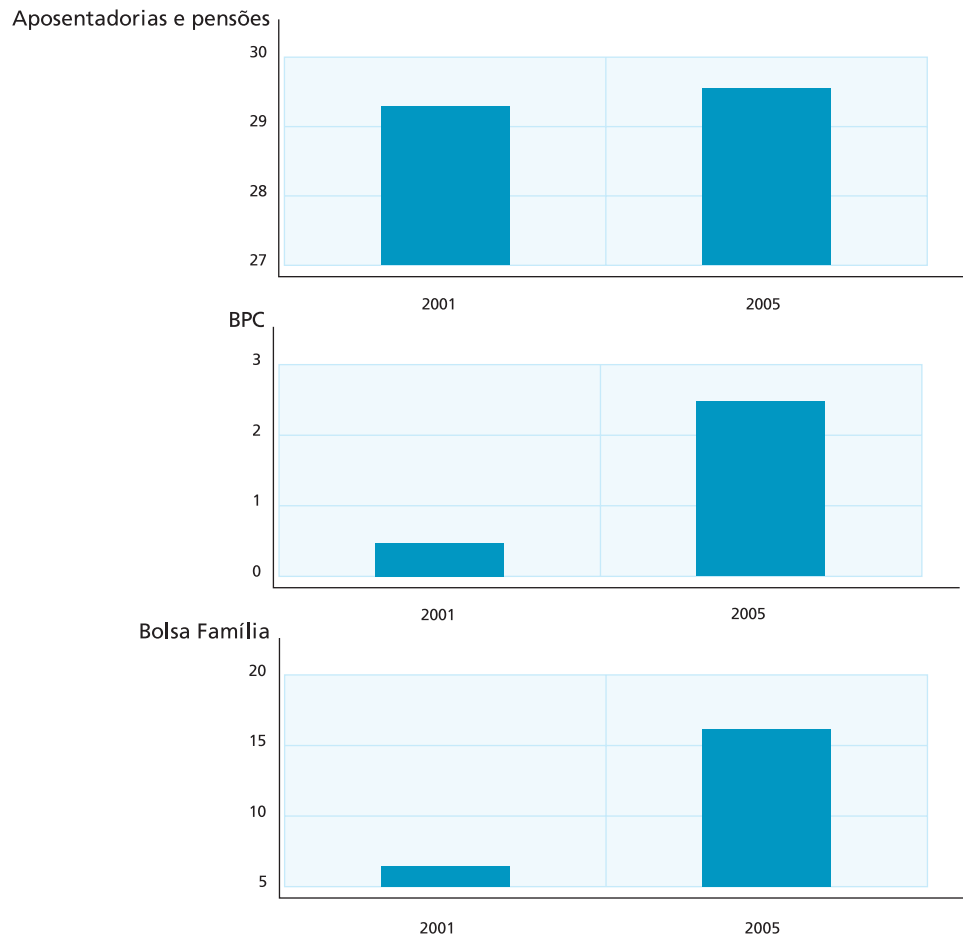


Fonte: Construído com base nos dados da Pnad.

No gráfico 2 é mostrada a porcentagem de pessoas em famílias que recebem recursos de cada um dos programas de transferência de renda do governo. Para as aposentadorias e pensões, essa porcentagem é estável ao longo do tempo, e igual a cerca de 29%. Ocorreu um aumento na proporção de indivíduos em famílias que recebem o Benefício de Prestação Continuada, de 0,5%, em 2001, para 2,5% em 2005. O gráfico mostra também que o maior aumento em termos de pontos percentuais foi verificado para o Bolsa Família, que passou de 6,5% para 16,2%.

## GRÁFICO 2

Pessoas em famílias que recebem renda não derivada do trabalho (em%)



Fonte: Construído com base nos dados da Pnad.

O gráfico 3 mostra, ainda, que ocorreram aumentos nos valores *per capita* dos benefícios para as famílias que receberam transferências.

Embora a proporção de beneficiados diretos e indiretos das aposentadorias e pensões não tenha se alterado entre 2001 e 2005, a média *per capita* desses benefícios aumentou de cerca de R\$ 250, em 2001, para R\$ 270 em 2005. O gráfico 3 apresenta também evidências de aumento para o BPC, de R\$ 64 para R\$ 88. Apesar do aumento na cobertura do Bolsa Família, o valor médio do benefício *per capita* apresentou uma ligeira redução, entre 2001 e 2005, de R\$ 13,5 para R\$ 12,2.

### GRÁFICO 3

Renda *per capita* entre famílias que recebem renda não derivada do trabalho (em R\$)



Fonte: Construído com base nos dados da Pnad.

Para domicílios beneficiados por transferências governamentais, o aumento médio na renda *per capita* proporcionado por esses programas

foi de R\$ 30. De acordo com os resultados apresentados nas duas seções anteriores, um aumento na renda domiciliar *per capita* em R\$ 30, decorrente das transferências, deve aumentar a probabilidade de desemprego em 0,4 ponto percentual, e reduzir a probabilidade de participação em 2,5 pontos percentuais para um trabalhador com pouca educação (menos de quatro anos de escolaridade). Para os jovens, o efeito é de uma redução na probabilidade de participação em 1 ponto percentual. De acordo com os resultados, uma transferência de R\$ 30 deve aumentar as probabilidades de o jovem apenas estudar em 2,2 pontos percentuais, de estudar e participar em 0,8 ponto percentual, e de não participar nem estudar em 0,8 ponto percentual, em relação à probabilidade de somente participar.

## 5 CONCLUSÕES

Se os programas de transferências não condicionadas de renda geram efeitos importantes sobre essas variáveis, devemos esperar que os programas de transferências condicionadas possam, com maior razão, ter efeitos importantes no sentido de as condicionalidades serem cumpridas. Sendo as condicionalidades um maior investimento em capital humano, por parte das famílias beneficiárias, nas suas crianças, devemos esperar que esses programas efetivamente induzam as famílias pobres a aumentar o investimento em educação e saúde das crianças. O resultado seria menor desigualdade na distribuição de capital humano, bem como menores níveis de desigualdade e pobreza nas gerações futuras.

Esses resultados sugerem que a estrutura de incentivos gerada pelos programas de transferência de renda é fundamental para avaliar seus resultados a longo prazo. Programas de transferências não condicionadas de renda que geram incentivos a uma redução da taxa de participação na força de trabalho dos membros adultos do domicílio, ou que aumentam o salário de reserva desses trabalhadores sem gerar incentivos ao investimento em capital humano por parte dos membros da família, são menos desejáveis do que programas que condicionam o recebimento do benefício a um maior investimento em capital humano, por parte das famílias, em suas crianças. Isso porque, ainda que estes últimos possam ter o mesmo efeito de reduzir a taxa de participação e a taxa de desemprego dos membros adultos dos domicílios beneficiados, ao aumentarem o investimento em capital humano nas crianças reduzem a desigualdade na distribuição de capital humano e, portanto, a desigualdade de renda e a pobreza nas gerações futuras.



## 6 REFERÊNCIAS

CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. **Aposentadoria e pressão salarial**. Rio de Janeiro: PUC/Rio, 2005. Mimeo

\_\_\_\_\_. **Retirement and pension income and youth decisions about work and education in Brazil**. 2006. Mimeo.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

## Parte V:

# RENDIMENTOS DO TRABALHO (EDUCAÇÃO E EXPERIÊNCIA)

	Introdução.....	263
<b>Capítulo 24:</b>	Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil, de 1995 a 2005.....	267
	<b>Lauro Ramos</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	267
	2 EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE NO PERÍODO PÓS-REAL.....	268
	3 FONTES DE DISPERSÃO DE RENDIMENTOS.....	275
	4 DESIGUALDADE E EDUCAÇÃO.....	279
	5 REFERÊNCIAS.....	282
	APÊNDICE.....	283
<b>Capítulo 25:</b>	Educação e Queda Recente da Desigualdade no Brasil .....	285
	<b>Naércio Menezes-Filho, Reynaldo Fernandes e Paulo Picchetti</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	285
	2 DESCRIÇÃO DOS DADOS.....	287
	3 METODOLOGIA ECONÔMICA.....	292
	4 RESULTADOS.....	295
	5 CONCLUSÕES.....	302
	6 REFERÊNCIAS.....	303
<b>Capítulo 26:</b>	A Recente Queda na Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educativo Brasileiro da Última Década .....	305
	<b>Ricardo Paes de Barros, Samuel Franco e Rosane Mendonça</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	305
	2 REMUNERAÇÃO DO TRABALHO E QUEDA NA DESIGUALDADE.....	308
	3 A FORMAÇÃO DA DESIGUALDADE EM REMUNERAÇÃO.....	315
	4 METODOLOGIA.....	329
	5 RESULTADOS.....	332
	6 SUMÁRIO E CONCLUSÕES.....	336
	7 REFERÊNCIAS.....	338
	APÊNDICE.....	342
<b>Capítulo 27:</b>	Uma Decomposição da Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil: 1995-2005 .....	343
	<b>João Pedro Azevedo e Miguel Nathan Foguel</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	343
	2 METODOLOGIA.....	345
	3 DADOS E IMPLEMENTAÇÃO.....	351
	4 RESULTADOS.....	353
	5 EVOLUÇÃO DOS PREÇOS E DA DISPERSÃO NAS QUANTIDADES.....	358
	6 SUMÁRIO.....	362
	7 REFERÊNCIAS.....	364



# INTRODUÇÃO

## Parte V

Ricardo Paes de Barros\*

Miguel Nathan Foguel\*

Gabriel Ulyssea\*

Conforme constatado em vários momentos ao longo deste livro, os rendimentos do trabalho constituem o principal componente da renda total das famílias. Portanto, não é surpreendente que o funcionamento do mercado de trabalho tenha tido papel central para explicar a queda recente da desigualdade de renda familiar no Brasil. Diante disso, o objetivo da *quinta* e da *sexta parte* deste livro é analisar, com profundidade, os meios pelos quais o mercado de trabalho influenciou essa queda na desigualdade.

Para tanto, é importante distinguir as duas funções que o mercado de trabalho pode desempenhar na determinação do nível de desigualdade de renda. Em primeiro lugar, ele pode atuar como um revelador de desigualdades na distribuição do capital humano dos trabalhadores, funcionando, assim, como um “espelho” da heterogeneidade da educação e da experiência dos trabalhadores. Em outras palavras, o mercado de trabalho pode revelar, de forma mais ou menos acentuada, essas desigualdades, atenuando-as ou amplificando-as.

Em segundo lugar, o mercado de trabalho também pode atuar como gerador de desigualdades, ao remunerar de forma distinta trabalhadores com as mesmas características produtivas (por exemplo, com os mesmos níveis educacionais e de experiência). Isso ocorre, por exemplo, quando a discriminação no mercado de trabalho leva a que indivíduos com produtividade potencial semelhante sejam remunerados de forma diferente, em decorrência da sua cor ou do seu gênero. De forma análoga, quando o mercado se encontra segmentado trabalhadores produtivamente similares recebem remunerações distintas apenas porque se encontram em diferentes regiões, ou em distintos

\*Ricardo Paes de Barros é coordenador de Avaliação de Políticas Públicas do Ipea, Miguel Nathan Foguel e Gabriel Ulyssea são pesquisadores do Ipea.

setores de atividade, ou, ainda, porque atuam no segmento informal do mercado de trabalho.

Os quatro capítulos desta *quinta parte* procuram avaliar em que medida o papel de revelador, exercido pelo mercado de trabalho brasileiro, contribuiu para explicar a melhora na distribuição de rendimentos do trabalho e de renda familiar *per capita*. Dada a importância da educação e da experiência na determinação dos níveis de desigualdade de renda, a análise aqui contida se concentra nesses dois fatores. O impacto do mercado de trabalho brasileiro como gerador de desigualdades é investigado em detalhes na sexta parte.

Um aspecto importante que perpassa todos os capítulos desta *quinta parte* se refere às duas vias por meio das quais o mercado de trabalho revela a heterogeneidade educacional e de experiência sob a forma de desigualdades remuneratórias. O primeiro canal diz respeito ao grau de sensibilidade com que as disparidades nesses atributos são traduzidas em remuneração do trabalho. Por exemplo, dado o nível de heterogeneidade existente em educação e experiência, se os prêmios de remuneração a esses atributos estiverem caindo a desigualdade tenderá a diminuir. O segundo canal tem a ver com o grau de heterogeneidade nesses atributos: para um determinado nível de prêmios de remuneração à educação e à experiência, se as disparidades entre os trabalhadores se reduzirem, será esperada, então, uma queda na desigualdade.

O capítulo 24, que abre esta *quinta parte*, mostra que o lado revelador do mercado de trabalho (educação e experiência) cumpriu papel mais importante do que seu lado gerador (discriminação e segmentação) para explicar a evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho ao longo do período compreendido entre 1995 e 2005. Em particular, esse capítulo mostra que a educação é, isoladamente, o componente mais expressivo entre todos os utilizados na decomposição das medidas de desigualdade. Ao investigar, detalhadamente, os determinantes desse efeito acentuado da educação, o capítulo identifica tanto uma redução na desigualdade educacional da força de trabalho quanto um declínio importante nos retornos à educação, especialmente no período de 2001 a 2005. A importância da combinação desses dois efeitos é confirmada pelos demais capítulos desta parte.

O capítulo 25 centra-se na contribuição da educação para as variações na desigualdade de rendimentos do trabalho, desde o princípio da década de 1980. Os autores utilizam uma interessante metodologia

de decomposição para avaliar essa contribuição, levando em consideração as mudanças cíclicas e demográficas que ocorreram ao longo do período analisado. Essa metodologia permite distinguir que parcela dessa contribuição se deve a mudanças na distribuição da educação entre os trabalhadores, e que parcela decorre do comportamento dos diferenciais remuneratórios por nível de escolaridade. Os resultados mostram que, de 1981 a 1997, esses dois efeitos atuaram em sentidos contrários: o primeiro pressionando a desigualdade para cima, e, o segundo, para baixo. No entanto, a partir de 1997 ambos os efeitos passaram a agir na mesma direção, conquanto o segundo tenha aumentado de intensidade. Essa mudança no comportamento de ambos os efeitos fez que o componente educacional como um todo passasse a contribuir de forma inequívoca para a redução da desigualdade de rendimentos do trabalho.

O capítulo 26 amplia o foco de análise dos capítulos anteriores, ao utilizar uma metodologia que permite avaliar os impactos da educação e da experiência tanto sobre a desigualdade de rendimentos do trabalho quanto sobre a desigualdade de renda familiar *per capita*. Os resultados confirmam os resultados expostos no capítulo 25, mostrando que desde o final da década de 1990 houve reduções da disparidade e do prêmio educacional, as quais contribuíram para explicar a queda observada na desigualdade de rendimentos do trabalho e de renda familiar. Os resultados também mostram que, embora na mesma direção, a contribuição do componente de experiência foi limitada quando comparada à do componente educacional.

De forma semelhante, o capítulo 27 emprega um método de decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho para analisar o período de 1995 a 2005. Essa metodologia permite agregar, explicitamente, outro efeito à análise dos capítulos anteriores, qual seja, o efeito resíduo, que captura os efeitos de todos os demais fatores que não são captados pela educação e pela experiência dos trabalhadores. Os resultados do capítulo em questão mostram, ainda, que esse efeito foi o que mais contribuiu para explicar a desigualdade de rendimentos do trabalho até 2001. No entanto, a partir desse ano a contribuição da queda nos prêmios por educação e por experiência passou a desempenhar o papel mais destacado, tendo os efeitos relativos ao resíduo e à composição da força de trabalho perdido importância.

Em suma, os capítulos reunidos nesta *quinta parte* mostram que, a partir do final da década passada, iniciou-se um processo de redução das disparidades educacionais entre os trabalhadores, o qual, somado

ao significativo declínio do retorno médio à educação, contribuiu de forma expressiva para a queda na desigualdade de rendimentos do trabalho e de renda familiar observada nesse período. Essa redução na dispersão educacional da força de trabalho é particularmente importante, pois, como uma reversão dessa tendência é bastante improvável, ela representa uma mudança estrutural que deverá continuar a contribuir para pressionar, para baixo, a desigualdade de renda no futuro.

# CAPÍTULO 24

## Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil, de 1995 a 2005\*

Lauro Ramos\*\*

### 1 INTRODUÇÃO

A distribuição de renda no Brasil, caracterizada por um dos mais elevados graus de iniquidade no mundo inteiro, é fato amplamente registrado e discutido – ver, por exemplo, Barros, Henriques e Mendonça (2000), entre vários estudos, assim como as conseqüências perversas dessa desigualdade sobre a elevada incidência de pobreza, realçada por uma renda *per capita* nacional insuficiente. Um dos aspectos mais preocupantes apontados pelos autores desse trabalho, e no debate em geral, é a ausência de indícios de reversão desse quadro no período por eles investigado.

A novidade alvissareira dos últimos anos é que, conforme destacado em Ipea (2006), ao analisar-se detidamente o período 2001-2004, o início da atual década apresentou uma redução continuada – ainda que relativamente tímida e certamente aquém do ideal – dessa desigualdade. Como conseqüência, o patamar observado em 2004 foi, até então, o mais baixo da história da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), segundo os índices de desigualdade mais importantes. Posteriormente, a divulgação da Pnad de 2005 confirmou a continuação da trajetória de queda, mesmo que em ritmo menor.

Este trabalho tem por objetivo avaliar a evolução da desigualdade de rendimentos e da estrutura salarial com base nas Pnads de 1995 a 2005, tendo em conta que a maior parcela da renda captada pela Pnad é formada pelos rendimentos do trabalho,<sup>1</sup> que constituem a principal, senão a única fonte de renda dos indivíduos e das famílias. A escolha do ano de 1995 justifica-se pelo fato de ser esse o primeiro ano de aplicação da Pnad após o Plano Real, e o de 2005 por ser o último ano coberto pela Pnad.

\* Este capítulo é baseado em partes de Ramos (2007).

\*\* Pesquisador do Ipea.

<sup>1</sup> A renda do trabalho – salários, rendimentos dos trabalhadores por conta própria e *pro labore* dos empregadores – representa apenas uma parcela da renda global na economia, e cerca de 1/4 da renda captada pela Pnad.



São três os objetivos maiores a motivar este estudo: (i) descrever e avaliar a evolução da desigualdade da renda do trabalho e da estrutura salarial; (ii) identificar quais os principais determinantes dos níveis dessa desigualdade, sejam eles relacionados diretamente ao funcionamento do mercado de trabalho, sejam derivados de estratificações sociais preexistentes, e sua interação com o funcionamento desse mercado; e (iii) analisar alguns dos fatores responsáveis pelas variações na desigualdade de rendimentos.

Vale frisar que um melhor entendimento dos principais determinantes da desigualdade de rendimentos do trabalho, que passa pelo conhecimento da estrutura salarial, será determinante para eleger as políticas públicas prioritárias para a sua redução, ou, quando menos, para identificar se as principais causas dessa desigualdade residem no próprio desempenho do mercado de trabalho, ou se são frutos de desigualdades sociais que transcendem seu funcionamento.

O universo analisado para a distribuição individual consiste de homens e mulheres entre 18 e 65 anos, que residem em áreas urbanas e trabalham pelo menos 20 horas por semana, com renda do trabalho positiva. Foram excluídos da amostra os indivíduos que não possuíam informações a respeito das características investigadas. No apêndice, ao final deste trabalho, é fornecido o tamanho da amostra após a aplicação de cada filtro (*sample screening*). Já quando o objeto de análise era a distribuição domiciliar *per capita* desses rendimentos, todas as pessoas que possuíam um vínculo com domicílios não comerciais foram consideradas.

A próxima seção contém a apresentação da evolução da distribuição, por meio da comparação das curvas de Lorenz, e alguns índices de concentração. Na seção 3, são investigados, por intermédio de técnicas de decomposição, os principais determinantes do nível da desigualdade ao longo do período. A seção 4 examina detidamente a relação entre mudanças nessa desigualdade e alterações na distribuição de educação na força de trabalho ocupada. Uma apresentação sucinta dos principais dados utilizados está contida no apêndice.

## 2 EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE NO PERÍODO PÓS-REAL

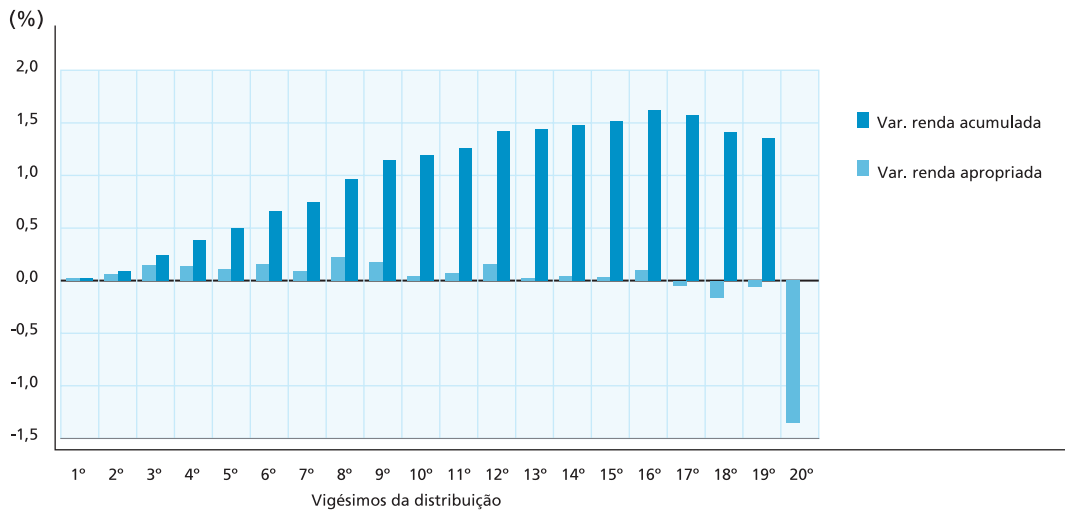
Os quatro gráficos que se seguem mostram os ganhos e as perdas percentuais de cada vigésimo da distribuição individual de rendimen-

tos do trabalho, em termos da variação do total de rendimentos ali concentrada, para os períodos 1995-1999, 1999-2001, 2001-2005 e 1995-2005. Nos mesmos gráficos são mostradas, em azul escuro, as diferenças das percentagens acumuladas do rendimento total até o respectivo vigésimo da distribuição, as quais nada mais são que as diferenças entre as curvas de Lorenz do final e do início do respectivo período. Assim, se o conjunto de barras pretas for sempre positivo, a distribuição do ano final “Lorenz” domina a do ano inicial, o contrário ocorrendo quando os valores forem sempre negativos. Quando há valores positivos e negativos, isso é um indicativo de que as curvas de Lorenz se cruzam e, portanto, não há tal dominância para aquele par de anos.

Os gráficos 1, 3 e 4 indicam a existência de dominância de Lorenz quando se compara o ano de 1999 com 1995, 2005 com 2001, bem como o período em geral, nos quais as diferenças entre as frações acumuladas de rendimentos são mais expressivas (note-se a mudança de escala vertical no gráfico 4). Dos quatro períodos, o único em que há cruzamento das curvas de Lorenz está entre 1999 e 2001. Assim, é possível afirmar que houve uma melhora inequívoca da distribuição individual dos rendimentos do trabalho no final da década de 1990 e no início da corrente, assim como no decênio em geral, apesar da indefinição na transição de uma década para outra.

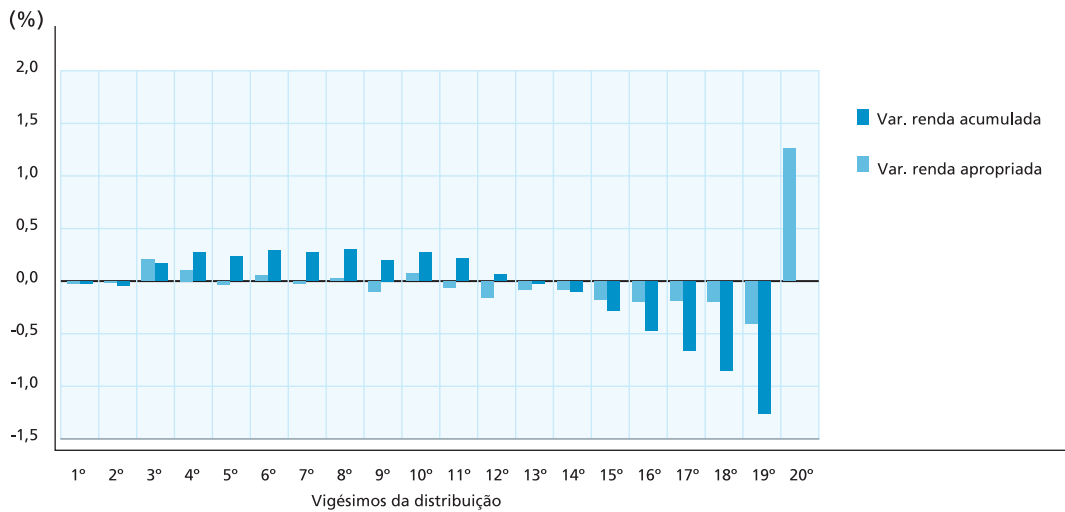
Cumprir observar, nos gráficos 1 e 3, que os movimentos na distribuição que levaram à redução da desigualdade foram diferentes. No final da década de 1990, os ganhos dos estratos inferiores foram mais homogêneos e abrangentes e estenderam-se até o oitavo décimo da distribuição, mas o vigésimo superior foi o único estrato a apresentar perdas apreciáveis. Em passado mais recente, os ganhos foram mais concentrados e flagrantes nos estratos mais pobres, particularmente no segundo décimo da distribuição, e se propagaram apenas até o sexto décimo. No período em geral, o padrão é uma combinação desses dois: os estratos mais pobres obtiveram ganhos mais significativos, também com destaque para o segundo décimo, enquanto os três décimos superiores experimentaram perdas, que foram mais expressivas no último deles.

**GRÁFICO 1**  
Distribuição de 1995 *versus* a de 1999



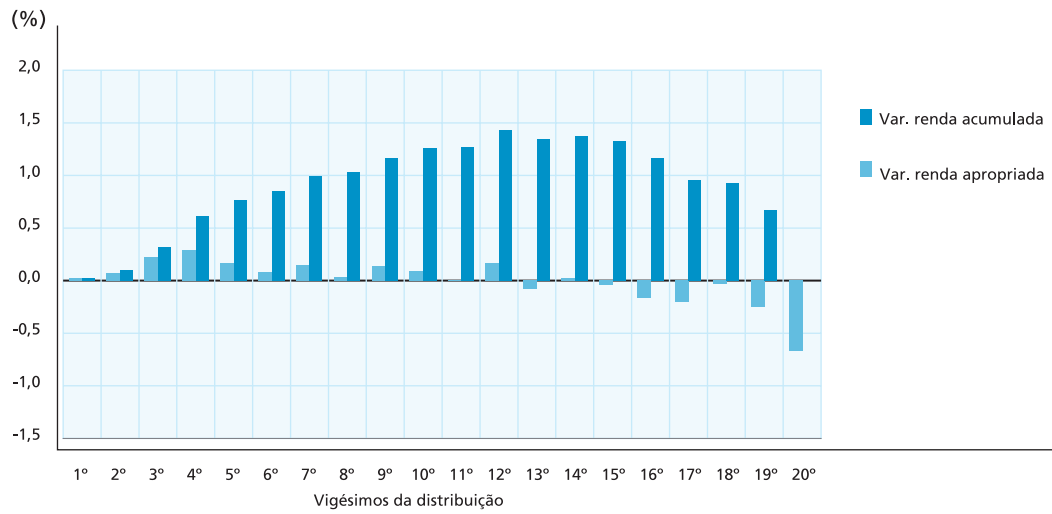
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

**GRÁFICO 2**  
Distribuição de 1999 *versus* a de 2001



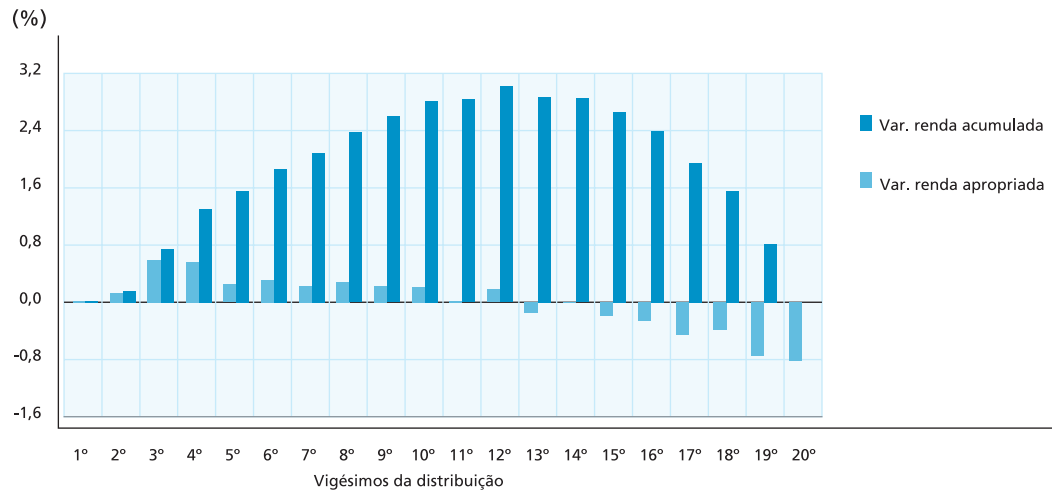
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

GRÁFICO 3  
Distribuição de 2001 *versus* a de 2005



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

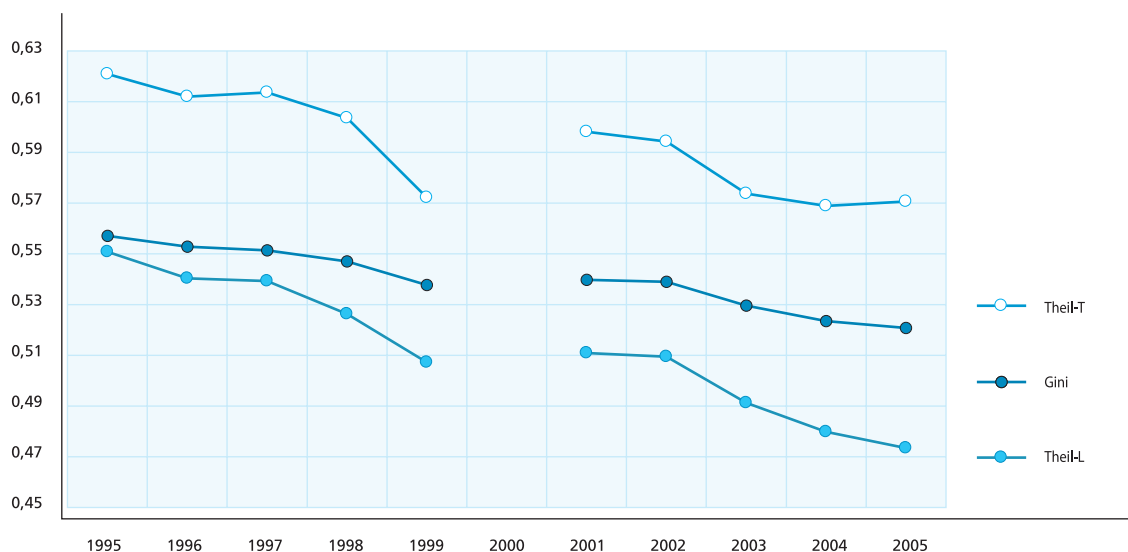
GRÁFICO 4  
Distribuição de 1995 *versus* a de 2005



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

## GRÁFICO 5

Desigualdade dos rendimentos individuais de todos os trabalhos



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Como resultado dos movimentos no espectro distributivo, os índices de desigualdade que obedecem à ordenação de Lorenz – uma das propriedades básicas que uma medida de concentração deve possuir para ser considerada aceitável – devem apresentar uma queda no período em geral, bem como nos subperíodos do final da década de 1990 e no início da atual. Os resultados para o coeficiente de Gini, (o mais utilizado na literatura) e para T e L de Theil são mostrados na tabela 1 e no gráfico 5. Como os três índices satisfazem o critério de Lorenz, os resultados nos períodos 1995-1999, 2001-2005 e 1995-2005 indicam uma queda na desigualdade de rendimentos do trabalho. Já na virada de décadas, quando as curvas de Lorenz se interceptam, as três medidas indicam uma deterioração na distribuição.<sup>2</sup> Apesar das diferenças apontadas nos movimentos entre os estratos intermediários no final da década passada e no início da atual, vale notar que as variações no coeficiente de Gini são idênticas – 19 pontos de milésimo – nos dois quadriênios, e bastante próximas pelo L de Theil – cerca de 40 pontos de milésimo.

Uma diferença que desperta a atenção entre os dois períodos é que a queda no coeficiente de Gini da distribuição individual não foi repassada à distribuição familiar *per capita* dos rendimentos do trabalho no primeiro deles. De fato, o coeficiente de Gini dessa distribuição

<sup>2</sup> Como, na verdade, cada medida de desigualdade traz embutida uma função de bem-estar diferente, não necessariamente os resultados terão de concordar quando não houver dominância de Lorenz. A comparação entre 2004 e 2005 fornece um bom exemplo dessa situação, pois, enquanto o Gini e o L de Theil indicam uma melhora na desigualdade, o T de Theil aponta uma deterioração. As curvas de Lorenz para esses anos cruzam-se no último centésimo da distribuição. Como o T de Theil é mais sensível, isto é, responde mais intensamente a mudanças na cauda superior do que os outros dois, a sua indicação acaba sendo diferente da deles.

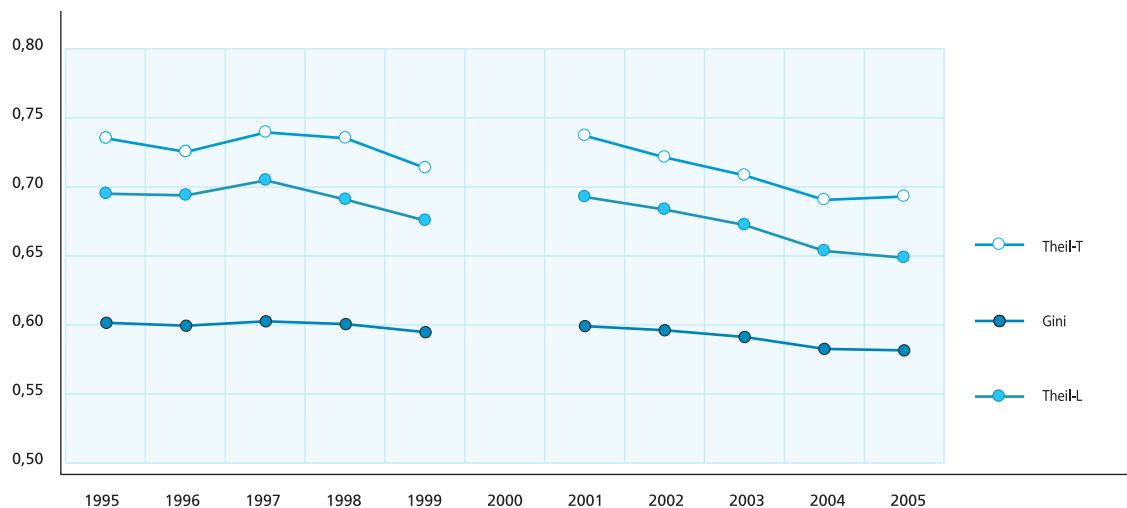
fica praticamente estável, ou seja, no patamar de 0,600, entre 1995 e 1999, conforme mostrado no gráfico 6. Já em período mais recente, os progressos na distribuição individual foram propagados para a distribuição familiar *per capita*, cujo Gini baixou de 0,599 para 0,582, entre 2001 e 2005. Um padrão bastante similar é apresentado também pelos índices de Theil.

**TABELA 1**  
Evolução da desigualdade de rendimentos de todos os trabalhos

Ano	Theil-T	Theil-L	Gini
1995	0,621	0,551	0,557
1996	0,612	0,540	0,553
1997	0,614	0,539	0,551
1998	0,604	0,526	0,547
1999	0,572	0,507	0,538
2001	0,598	0,511	0,540
2002	0,594	0,509	0,539
2003	0,574	0,491	0,530
2004	0,569	0,480	0,523
2005	0,571	0,473	0,521

Fonte: Elaboração do autor a partir das Pnads.

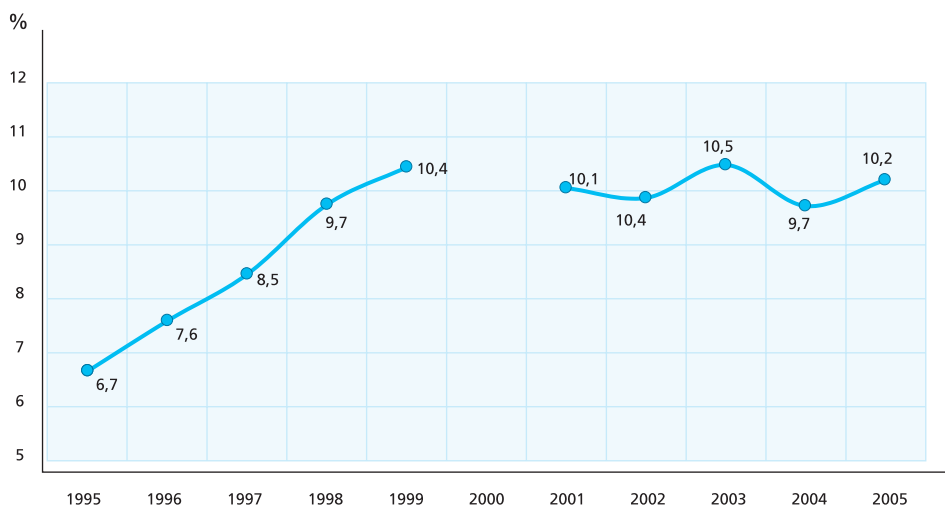
**GRÁFICO 6**  
Desigualdade domiciliar *per capita* dos rendimentos do trabalho



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

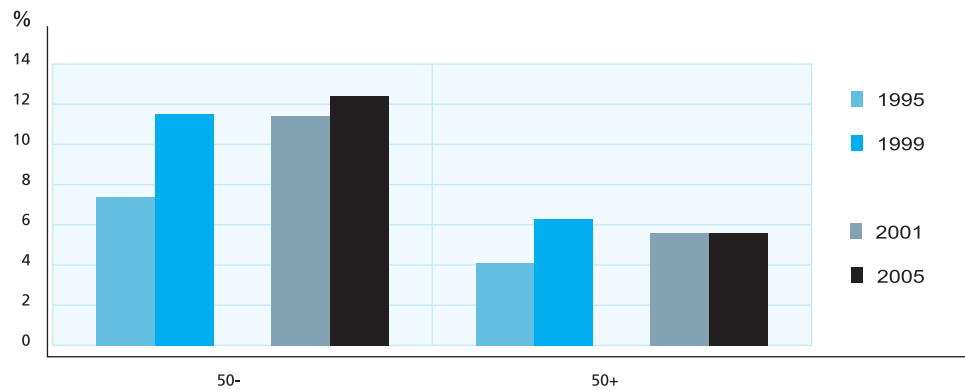
Esse comportamento diferenciado é de natureza complexa, já que depende de fatores diversos, que podem englobar desde mudanças na estrutura familiar até questões associadas ao ambiente econômico. Um aspecto que deve ser considerado é o fato de, entre 1995 e 1999, a taxa de desemprego ter crescido de forma sensível e continuada, estabilizando-se no patamar próximo a 10% entre 2001 e 2005, conforme mostra o gráfico 7. Essa constatação sugere que o aumento do desemprego no final da década passada se deu de modo heterogêneo e comprometeu o poder aquisitivo das famílias mais atingidas, de tal forma que anulou os progressos distributivos observados nos rendimentos individuais. Nos últimos anos, o efeito do desemprego pode ter sido neutro, permitindo que esses progressos fossem transmitidos à distribuição familiar *per capita* e, como o trabalho é a principal fonte de renda captada nas Pnads, eles se refletiram na distribuição de renda em geral. Essa conjectura encontra respaldo na evolução do desemprego entre a metade das famílias mais pobres em relação à metade mais rica nos dois períodos. Conforme se verifica no gráfico 8, entre 1995 e 1999, na metade inferior da distribuição, a taxa de desemprego cresceu 4 p.p., contra 2 p.p. na parte superior, enquanto, entre 2001 e 2005, essas variações foram de 1 p.p. e 0 p.p., respectivamente, o que implica um diferencial menor no passado mais próximo.

GRÁFICO 7  
Evolução da taxa de desemprego



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

GRÁFICO 8  
Taxa de desemprego por estratos de renda



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

### 3 FONTES DE DISPERSÃO DE RENDIMENTOS

Na dinâmica do mercado de trabalho, e na sua interação com desigualdades e estratificações sociais preexistentes, há uma série de fatores que podem levar à ocorrência de diferenças de salário entre os indivíduos que dele participam e, portanto, afetar o nível da desigualdade de rendimentos. Entre eles, vale citar os que se seguem.

- a) Salários distintos podem significar simplesmente uma forma de compensação por diferenças não pecuniárias entre os postos de trabalho disponíveis na economia (como insalubridade, riscos de acidente, ambiente de trabalho, e outros) ocupados por trabalhadores com igual potencial produtivo. Essas diferenças de remuneração são denominadas de “diferenciais compensatórios”, e estão associadas à heterogeneidade dos postos de trabalho.
- b) Diferenças de salário podem também ser provenientes da heterogeneidade entre trabalhadores no que se refere a seus atributos produtivos, entre os quais vale destacar – por normalmente se revelarem de maior importância – a educação e a experiência. Nessa situação, o mercado de trabalho estaria traduzindo, com possível atenuação ou amplificação, essa heterogeneidade dos trabalhadores em dispersão salarial.
- c) O mercado de trabalho pode estar remunerando de forma distinta aqueles trabalhadores que são, em princípio, igualmente produtivos, sem base em nenhum critério explícito ou tangível. Quando isso ocorre, dizemos que os diferenciais daí derivados se devem à segmentação existente nesse mercado.
- d) O mercado pode estar remunerando distintamente trabalhadores igualmente produtivos, com base em atributos não produtivos (como cor e sexo). Nesse caso, dizemos que existe discriminação no mercado de trabalho.



Pode-se, então, dizer que o mercado de trabalho funciona tanto como gerador (c e d) quanto como revelador de desigualdades (a e b). Remunerações distintas como forma de compensar diferenças não pecuniárias entre postos de trabalho, ou como decorrência de dotações desiguais de qualificações, servem principalmente para revelar diferenças de qualidade entre postos de trabalho e trabalhadores, respectivamente. Contudo, ao remunerar diferentemente indivíduos que possuem, em princípio, um mesmo potencial produtivo, e trabalham em postos de trabalho similares, tanto via segmentação quanto sob a forma de discriminação, o mercado está funcionando como um gerador de desigualdade.

É importante salientar a diferença entre essas situações, pois, além de implicarem graus de indesejabilidade diversos para as desigualdades a elas associadas, demandam também políticas de natureza distinta para combatê-las. Nesses termos, uma noção precisa da magnitude e da importância relativa da contribuição dessas fontes, assim como o seu acompanhamento ao longo do tempo, são fundamentais para traçar um diagnóstico bem aproximado das causas do elevado grau de desigualdade vigente na sociedade brasileira.

Para avaliar a importância relativa dessas fontes de dispersão e das variáveis a elas associadas, serão utilizadas técnicas de decomposição estática para a classe de medidas de desigualdade decomponíveis, conforme sugerido por Shorrocks (1980). Diz-se que um índice pertence a essa classe quando, admitindo-se uma partição da população em  $G$  grupos, ele pode ser escrito da seguinte forma:

$$I = I(\alpha_g, \beta_g, I_g) = I_B(\alpha_g, \beta_g) + \sum_g w(\alpha_g, \beta_g) I_g$$

em que  $\beta_g$  representa a fração da população no  $g$ -ésimo grupo;  $\alpha_g$  é a razão entre a renda média desse grupo e a renda média da população; e  $I_g$  é a dispersão de renda no interior desse grupo, medida segundo o próprio índice  $I$ .

No lado direito da expressão, o termo  $I_B$  corresponde à desigualdade entre os  $G$  grupos (isto é, aquela que prevaleceria caso houvesse uma redistribuição de renda no interior de cada grupo, tal que todos indivíduos daquele grupo acabassem possuindo a mesma renda, eliminando-se, assim, as desigualdades internas), enquanto o último termo representa a desigualdade intragrupos, ou seja, a parcela da desigualdade total associada às desigualdades internas, que se devem a outros fatores/variáveis que não aqueles que nortearam a partição em questão.<sup>3</sup>

<sup>3</sup> Vale notar que a desigualdade intragrupos nada mais é do que uma média ponderada das desigualdades internas, sendo os pesos  $w(\alpha_g, \beta_g)$  – função das frações populacionais e rendimentos médios relativos de cada grupo. No caso do T de Theil, o peso é a participação de cada grupo na renda total  $(\alpha_g, \beta_g)$ , enquanto no L de Theil, é a própria fração populacional.

Assim, pode-se dizer que a contribuição bruta de uma variável para explicar a desigualdade em um determinado instante corresponde à desigualdade entre grupos quando se particiona a população segundo as categorias formadas por aquela variável. De forma análoga, a contribuição marginal corresponderia ao aumento obtido no poder de explicação quando aquela variável é adicionada ao modelo (partição) que contém as demais variáveis consideradas relevantes para a explicação da desigualdade.

Entre as medidas de desigualdade mais utilizadas na literatura pertinente, o coeficiente de variação e os índices T e L de Theil são decomponíveis. Os exercícios aqui conduzidos lançarão mão do índice T de Theil, que é um dos mais difundidos entre os já listados. Esse índice pode ser escrito da seguinte forma, em que o primeiro termo à direita corresponde à desigualdade entre grupos, e o segundo, à desigualdade intragrupos:

$$T = \sum_g \alpha_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \alpha_g \beta_g T_g$$

A tabela 2 resume os resultados desse exercício quando aplicado a um conjunto de sete variáveis, que funcionam como *proxy* para três das fontes de dispersão discutidas no início desta seção. Os grupos que constituem a desagregação de cada uma das variáveis, bem como as estatísticas para cada um deles (os respectivos  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $T$ ), calculadas para a implementação do exercício, são apresentados no apêndice deste trabalho.

Os números da tabela 2 revelam que, ao longo de todo o período, a heterogeneidade dos trabalhadores, representada aqui por idade e escolaridade, foi a fonte de distribuição mais importante para a explicação da desigualdade de rendimentos, com cerca de 40% em termos brutos e 30% em termos marginais. A segmentação – captada no exercício pelas variáveis setor de atividade, posição na ocupação e região geográfica – apresenta uma contribuição bruta razoável, que cai, porém, a cerca da metade na margem (em torno de  $1/8$ ), refletindo uma correlação elevada com as outras fontes. Já a discriminação, até onde apreendida por gênero e por cor, tem uma relevância bem menor que as outras duas fontes de dispersão, ficando em torno de 6% na margem.

Em relação às variáveis associadas à discriminação, cumpre notar que, quando analisados os resultados relativos ao modelo com sete variáveis, a explicação marginal de cor é inferior à sua contribuição

bruta, enquanto o oposto ocorre com gênero. Conforme apontado em Ramos e Vieira (2001), esse comportamento distinto se deve, em grande medida, à escolaridade, que é maior entre os brancos que têm menores rendimentos, e maior entre as mulheres, mesmo com ganhos laborais menores.

TABELA 2

Principais determinantes da desigualdade (em %) – Modelo com sete variáveis

Fonte	Variável	1995		1999		2001		2005	
		CB <sup>1</sup>	CM <sup>2</sup>	CB	CM	CB	CM	CB	CM
<b>Heterogeneidade</b>		<b>39,7</b>	<b>29,7</b>	<b>40,8</b>	<b>30,2</b>	<b>41,8</b>	<b>31,4</b>	<b>39,5</b>	<b>30,2</b>
	Idade	7,3	6,0	7,6	6,7	7,5	6,4	7,0	6,8
	Educação	33,3	24,2	34,1	24,1	35,2	25,4	32,7	24,1
<b>Discriminação</b>		<b>11,2</b>	<b>6,4</b>	<b>10,4</b>	<b>6,2</b>	<b>9,5</b>	<b>6,0</b>	<b>9,0</b>	<b>6,2</b>
	Gênero	4,3	4,9	3,0	4,7	2,6	4,2	2,4	4,5
	Cor	6,6	1,8	7,2	2,0	6,6	2,3	6,4	2,0
<b>Segmentação</b>		<b>25,6</b>	<b>13,2</b>	<b>24,8</b>	<b>12,8</b>	<b>23,3</b>	<b>12,3</b>	<b>23,4</b>	<b>13,2</b>
	Posição na ocupação	18,1	9,5	16,6	9,0	15,4	8,4	15,9	9,3
	Setor de atividade	3,7	4,9	4,4	5,2	4,3	4,7	3,3	5,2
	Região geográfica	3,4	3,7	3,1	3,7	3,4	3,5	2,9	3,7

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Nota: <sup>1</sup> CB = contribuição bruta, quando a variável/fonte é considerada isoladamente.

<sup>2</sup> CM = contribuição marginal ou adicional, quando a variável/fonte é acrescentada à partição que já contém as demais.

No caso das variáveis relacionadas com a segmentação, o principal destaque é a posição na ocupação, enquanto setor de atividade e região geográfica apresentam contribuições bem mais modestas. O fato de as contribuições marginais serem bem inferiores às contribuições brutas para a segmentação em geral e, também, para a posição na ocupação sugere que há, por um lado, concentração da informalidade em regiões e setores que remuneram abaixo da média, e, por outro, que a escolaridade média é mais baixa entre os trabalhadores informais, bem como em regiões e setores de atividades mais pobres (ver estatísticas a respeito em Ramos e Vieira (2001)).

Por fim, a fonte de dispersão salarial mais importante – a heterogeneidade dos trabalhadores –, que utiliza idade como *proxy* para experiência, e escolaridade para qualificação, tem seu poder explicativo amplamente dominado pela variável escolaridade.<sup>4</sup> A contribuição bruta da escolaridade para a desigualdade em um dado instante é de

<sup>4</sup> Esse é um resultado bastante comum na literatura, tendo sido encontrado em vários trabalhos. Almeida Reis e Barros (1991) é uma excelente referência a respeito.

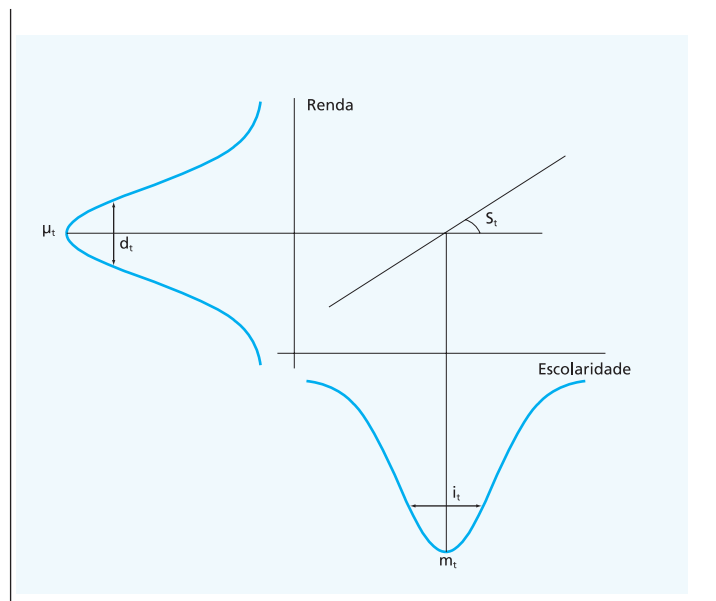
cerca de  $\frac{1}{3}$ , enquanto sua contribuição marginal gira em torno de  $\frac{1}{4}$  da desigualdade total. Ou seja, a importância dessa variável para a explicação do nível de desigualdade de rendimentos do trabalho é equivalente à importância da discriminação e da segmentação tomadas em conjunto, o que justifica uma análise pormenorizada da evolução e da relação das alterações dos retornos à educação e sua distribuição entre a força de trabalho e as variações na desigualdade propriamente dita.

#### 4 DESIGUALDADE E EDUCAÇÃO

Considerada a importância da heterogeneidade dos trabalhadores, particularmente da sua escolaridade, para a desigualdade de rendimentos, o objetivo desta seção é investigar mais de perto o papel da educação nesse processo, nos últimos anos. Antes, contudo, cumpre descrever, brevemente, a interação da distribuição de educação e do funcionamento do mercado de trabalho, e suas implicações em termos da desigualdade de rendimento. Uma visão estilizada desses fatores é ilustrada no gráfico 9.

#### GRÁFICO 9

Visão estilizada da interação da educação com mercado de trabalho



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Conforme se verifica, por um lado, quanto maior a escolaridade média ( $m^t$ ), maior será o rendimento médio ( $\mu^t$ ); por outro, quanto maior a desigualdade da distribuição de educação ( $i^t$ ) e mais inclinado for o perfil de rendimentos associados à escolaridade ( $s^t$ ), resultante da interação da distribuição de educação e o *modus operandi* do mercado, maior será a desigualdade de rendimentos ( $d^t$ ). Posto de outra forma: dada uma desigualdade preexistente, o funcionamento do mercado de trabalho a traduzirá em uma desigualdade de rendimentos de forma mais ou menos intensa, conforme a inclinação do perfil de rendimentos seja maior ou menor.

A média<sup>5</sup> e a desigualdade educacional, assim como a inclinação do perfil de rendimentos, podem ser calculadas segundo a maneira sugerida por Almeida Reis e Barros (1991), qual seja:<sup>6</sup>

$$m^t = \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t$$

$$i^t = \left( \frac{1}{m^t} \right) \cdot \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t \ln(\alpha_i^*) - \ln(m^t)$$

$$s^t = \left( \frac{1}{\sum_i \alpha_i^t \beta_i^{05}} \right) \cdot \sum_i \alpha_i^t \beta_i^{05} \log(\alpha_i^t) - \log\left(\sum_i \alpha_i^t \beta_i^{05}\right)$$

em que  $\beta_i^t$  é a fração da força de trabalho ocupada que está no grupo com escolaridade  $i$  no período  $t$ ; e  $\alpha_i^t$  é a renda média relativa do grupo  $i$  no período  $t$  (isto é, a razão entre o rendimento médio dos trabalhadores desse grupo e o rendimento médio de toda a força de trabalho ocupada).<sup>7</sup>

Assim, a média de escolaridade é dada por uma média ponderada da distribuição de um determinado grupo segundo os diferentes níveis de escolaridade ( $\beta_i$ ), cujos pesos são proporcionais à valorização dada pelo mercado em um instante (no caso, o ano de 2005), em termos de remuneração média de cada grupo educacional ( $\alpha_i^*$ ), padronizados de tal forma que o peso do grupo com instrução superior completa fosse igual a 1.<sup>8</sup> Já a desigualdade da distribuição de educação e a inclinação do perfil de rendimentos, esses correspondem às desigualdades entre grupos educacionais caso as rendas relativas ou as frações populacionais de cada grupo, respectivamente, permanecessem inalteradas e iguais às do ano de referência (2005).

Com base nas informações sobre os grupos de escolaridade do Apêndice, é possível calcular esses índices sintéticos, cujos resultados são mostrados na tabela 3.

<sup>5</sup> Em que pese a média de anos de estudo ser uma candidata natural, e largamente empregada, não necessariamente ela é a mais indicada para ser empregada no contexto deste estudo, já que a média atribui pesos iguais a todos os anos/níveis de educação. Ora, quando a preocupação maior é a desigualdade de salários, parece mais indicado ponderar os incrementos de escolaridade de acordo com o seu conteúdo educacional, que pode perfeitamente diferir ao longo do espectro educacional. A idéia por trás do indicador sintético proposto por Almeida Reis e Barros (1991) é utilizar como *proxy*, para o conteúdo educacional dos diferentes níveis, os próprios rendimentos médios relativos.

<sup>6</sup> Esses indicadores estão diretamente baseados na definição do índice T de Theil, outra medida de desigualdade muito utilizada na literatura. É importante frisar que o T de Theil fornece as mesmas indicações que o Gini para o intervalo de tempo aqui analisado.

<sup>7</sup> Os grupos de escolaridade considerados e respectivas estatísticas encontram-se no apêndice.

<sup>8</sup> Neste trabalho, o ano escolhido como referência foi 2005, e os pesos daí resultantes foram 0,156, 0,211, 0,243, 0,347 e 1.

TABELA 3

Índices sintéticos para a relação entre educação e mercado de trabalho

Índice	1995	1999	2001	2005
$m^t$	0,300	0,313	0,320	0,344
$i^t$	0,198	0,191	0,189	0,187
$s^t$	0,184	0,185	0,205	0,187

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

A evolução ascendente da média – mais flagrante no segundo intervalo – e descendente da desigualdade educacional – mais intensa no primeiro – entre os trabalhadores ocupados, mesmo que em parte devida a uma maior seletividade da própria demanda por trabalho, revela a existência de condições favoráveis à redução da desigualdade de rendimentos, bem como à elevação de sua média. O aspecto mais importante está associado, todavia, ao perfil de remuneração dos atributos educacionais que, depois de permanecer estável no intervalo imediatamente posterior ao Plano Real, experimentou uma vigorosa elevação na virada do século, entrando em declínio acentuado a partir de 2001.<sup>9</sup>

A combinação desses fatores ajuda a entender a queda na desigualdade de rendimentos e confirma a importância da escolaridade para o seu entendimento. Entre tais fatores, vale ressaltar a reversão do perfil de rendimento na década atual. Sem dúvida, esse comportamento dos retornos da educação deve-se, em grande parte, à natureza das mudanças na oferta e na demanda por qualificação no âmbito do mercado de trabalho. O caráter não uniforme da sua evolução indica, todavia, que outros fatores – não apenas aqueles ligados à segmentação e a práticas discriminatórias, mas também outros, associados ao contexto econômico e de cunho institucional – podem ter desempenhado um papel importante.

Uma das possibilidades mais mencionadas é a de que a política do salário mínimo pode ter afetado o processo de formação de salários e, portanto, interferido na desigualdade. Outra é a de que o mercado venha se tornando cada vez mais seletivo no que tange à qualificação e, com isso, indivíduos com pouca escolaridade venham se retirando da força de trabalho em virtude da escassez de oportunidades. Independentemente de qual seja o leque de razões, ponto que deve ser objeto de investigação contínua, o fato é que a queda da desigualdade no âmbito do mercado de trabalho contribuiu de forma expressiva para a queda da desigualdade de renda observada nos últimos anos, e o papel da escolaridade, em forma de distribuição e retornos, foi fundamental para isso.

<sup>9</sup> A condução de um exercício de decomposição dinâmica, nos moldes estabelecidos em Ramos (1990), indicou que uma contribuição das alterações na distribuição da escolaridade da força de trabalho ocupada para a variação na desigualdade, conforme medida pelo T de Theil, de cerca de 20% para o período 1995-1999, de 50% entre 2001-2005 e de 25% para o decênio em geral.

## 5 REFERÊNCIAS

ALMEIDA REIS, J. G. A.; BARROS, R. Wage inequality and the distribution of education: a study of the evolution of the regional differences in inequality in Metropolitan Brazil. **Journal of Development Economics**, n. 36, 1991.

BARROS, R.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, 2000.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. (Nota Técnica, ago. 2006). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

RAMOS, L. **The distribution of earnings in Brazil: 1976-1985**. UC Berkeley, 1990.

\_\_\_\_\_. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-real: o papel da escolaridade e do desemprego. **Revista de Economia Aplicada**, v. 11, n. 2, 2007.

RAMOS, L.; VIEIRA, L. **Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 803).

SHORROCKS, A. The class of additively decomposable inequality measures. **Econometrica**, v. 52, 1980.

TABELA 4  
Evolução da amostra<sup>1</sup>

Variável	1995	1999	2001	2005
Homens e mulheres ocupados <sup>2</sup> em áreas urbanas	114.612	118.571	134.732	149.884
Mais (≥) de 18 anos	105.539	111.898	128.337	144.082
Menos (≤) de 65 anos	103.720	109.848	126.030	141.522
Renda positiva <sup>3</sup>	99.666	105.476	121.687	137.237
Mais (≥) de 20 horas <sup>4</sup> por semana	95.620	100.848	116.027	129.825
Setor de atividade definido	95.290	100.401	115.625	129.446
Posição na ocupação definida	95.259	100.360	115.573	129.413
Escolaridade definida	95.050	99.977	115.035	128.516
Cor/raça definida	95.039	99.960	115.027	128.509
Região definida	95.039	99.960	115.027	128.509
Área metropolitana/não metropolitana definida	95.039	99.960	115.027	128.509

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Notas: <sup>1</sup> Número de observações após a aplicação cumulativa dos filtros.

<sup>2</sup> A definição de "ocupados" utilizada é diferente da definição entendida pelo IBGE. Aqui, são excluídos os trabalhadores para autoconsumo ou produção e os não remunerados que trabalham menos de 15 horas semanais.

<sup>3</sup> Renda de todos os trabalhos. Na falta de informação de uma das rendas, a soma total não é considerada.

<sup>4</sup> Total de horas trabalhadas no trabalho principal.



TABELA 5  
Estatísticas gerais por variável

Variável	1995			1999			2001			2004			2005		
	$\alpha$	$\beta$	T	$\alpha$	$\beta$	T	$\alpha$	$\beta$	T	$\alpha$	$\beta$	T	$\alpha$	$\beta$	T
<b>Idade</b>															
18-24	0,508	0,202	0,353	0,513	0,197	0,287	0,517	0,200	0,290	0,532	0,190	0,257	0,533	0,190	0,247
25-34	0,925	0,312	0,493	0,917	0,297	0,457	0,896	0,295	0,459	0,899	0,292	0,466	0,893	0,292	0,419
35-49	1,274	0,358	0,602	1,261	0,370	0,562	1,242	0,369	0,598	1,214	0,371	0,564	1,196	0,366	0,573
50-65	1,193	0,129	0,801	1,178	0,136	0,709	1,277	0,136	0,735	1,268	0,146	0,683	1,316	0,152	0,726
<b>Escolaridade</b>															
0 a 4	0,452	0,219	0,378	0,453	0,182	0,333	0,443	0,170	0,324	0,447	0,141	0,285	0,453	0,133	0,283
5 a 7	0,662	0,325	0,397	0,636	0,293	0,355	0,611	0,274	0,335	0,620	0,244	0,330	0,612	0,237	0,324
8 a 10	0,847	0,162	0,413	0,782	0,179	0,375	0,764	0,179	0,389	0,711	0,178	0,362	0,705	0,170	0,355
2ª grau completo	1,301	0,207	0,466	1,210	0,255	0,432	1,119	0,282	0,428	1,033	0,331	0,391	1,009	0,349	0,404
Superior completo	3,223	0,087	0,389	3,102	0,091	0,345	3,211	0,095	0,390	3,000	0,106	0,405	2,907	0,111	0,418
<b>Gênero</b>															
Homem	1,178	0,619	0,607	1,146	0,609	0,559	1,140	0,604	0,596	1,145	0,590	0,577	1,136	0,591	0,577
Mulher	0,711	0,381	0,558	0,772	0,391	0,545	0,786	0,396	0,554	0,792	0,410	0,505	0,803	0,409	0,517
<b>Cor</b>															
Branco	1,231	0,594	0,597	1,234	0,589	0,553	1,236	0,577	0,576	1,232	0,559	0,559	1,244	0,543	0,573
Não branco	0,661	0,406	0,531	0,665	0,411	0,472	0,678	0,423	0,514	0,706	0,441	0,477	0,710	0,457	0,454
<b>Posição na ocupação</b>															
Protegidos	1,019	0,519	0,493	1,055	0,496	0,450	1,050	0,504	0,463	1,063	0,516	0,432	1,054	0,523	0,431
Sem carteira	0,476	0,212	0,561	0,519	0,229	0,515	0,553	0,238	0,563	0,552	0,237	0,511	0,557	0,229	0,482
Conta-própria	0,955	0,218	0,555	0,930	0,224	0,543	0,926	0,209	0,585	0,888	0,199	0,549	0,874	0,197	0,576
Empregador	3,168	0,051	0,465	2,904	0,052	0,453	2,982	0,049	0,503	2,972	0,049	0,528	2,923	0,051	0,545
<b>Setor de Atividade</b>															
Agricultura	0,614	0,060	0,873	0,584	0,057	0,756	0,552	0,051	0,799	0,608	0,053	0,810	0,660	0,049	0,993
Indústria	1,036	0,192	0,541	0,989	0,174	0,517	0,975	0,176	0,536	0,997	0,178	0,481	1,002	0,177	0,534
Construção	0,779	0,084	0,440	0,732	0,088	0,395	0,692	0,086	0,407	0,703	0,079	0,396	0,727	0,081	0,450
Comércio	1,027	0,196	0,585	0,986	0,199	0,539	0,981	0,201	0,584	0,918	0,202	0,468	0,907	0,209	0,473
Serviços	0,800	0,225	0,742	0,860	0,235	0,644	0,878	0,235	0,641	0,899	0,235	0,621	0,914	0,229	0,625
Outros	1,306	0,244	0,561	1,347	0,245	0,516	1,342	0,252	0,552	1,334	0,254	0,574	1,303	0,256	0,535
<b>Grandes Regiões</b>															
Norte/Cento-Oeste	0,923	0,123	0,621	0,916	0,132	0,616	0,938	0,138	0,627	0,989	0,143	0,613	0,970	0,144	0,593
Nordeste	0,633	0,201	0,708	0,668	0,202	0,687	0,655	0,209	0,665	0,678	0,207	0,663	0,672	0,206	0,634
Sudeste	1,142	0,515	0,579	1,129	0,506	0,515	1,154	0,491	0,560	1,106	0,488	0,519	1,112	0,491	0,540
Sul	1,064	0,161	0,574	1,082	0,160	0,539	1,031	0,162	0,529	1,100	0,163	0,524	1,105	0,159	0,506

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

# CAPÍTULO 25

## Educação e Queda Recente da Desigualdade no Brasil

Naércio Menezes-Filho\*

Reynaldo Fernandes\*

Paulo Picchetti\*

### 1 INTRODUÇÃO

Em termos de distribuição de renda, o Brasil tem um dos mais elevados índices de desigualdade do mundo. O *Human Development Report 2005* (UNDP, 2005), por exemplo, coloca o Brasil, entre 177 países, como a oitava nação com pior distribuição de renda, com um coeficiente de Gini de 59,3, e, portanto, atrás somente dos seguintes países: Namíbia, Botsuana, Lesoto, Serra Leão, África Central, Suazilândia e Guatemala.

Em um determinado momento, num país, o nível e a dispersão dos salários dependem, em geral, da distribuição das características dos seus trabalhadores, como educação, esforço, experiência, outras habilidades observadas e não observadas, bem como dos retornos a essas características. Os retornos, por sua vez, dependerão da distribuição da demanda por essas características. Fatores institucionais, como sindicatos e salário mínimo, também podem afetar a estrutura de salários. No Brasil, assim como em outros países menos desenvolvidos, a educação é freqüentemente apontada como a maior fonte da desigualdade. Menezes-Filho (2001), por exemplo, mostra que a distribuição da educação e seus retornos explicam cerca de 40% da distribuição dos salários no Brasil.

Há, porém, controvérsias com relação ao papel da educação na evolução da desigualdade. A despeito da visão tradicional de que um aumento do capital humano deveria diminuir a desigualdade, vários autores notaram que uma expansão educacional pode provocar um

\* Naércio Menezes-Filho é professor doutor da Faculdade IBMEC/São Paulo, e da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP); Reynaldo Fernandes é professor doutor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP); e Paulo Picchetti é professor doutor da FEA/USP.

aumento da dispersão de rendimentos, dependendo do nível e da dispersão inicial da educação e da relação entre educação e rendimentos (Chiswick, 1971; Fields, 1980).<sup>1</sup>

Alguns estudos exploraram essa questão empiricamente. Comparando dados entre países, Ram (1990) descobriu que a relação entre o nível e a dispersão da educação é não-linear, com a desigualdade educacional aumentando até uma média de sete anos de estudo, para, depois, declinar. Vale notar que a força de trabalho brasileira tinha 4,33 anos de escolaridade, em média, em 1977, e 7,61 em 2004.

Knight e Salbot (1983) usaram dados do Quênia e da Tanzânia para mostrar que, apesar do efeito composição ter contribuído para aumentar a desigualdade nesses países, ele foi compensado pelo efeito compressão dos salários, ou seja, pelo declínio nos retornos à escolaridade, causado pelo aumento da oferta educacional. No Brasil, Ferreira e Barros (1999) mostraram que o declínio dos retornos médios à escolaridade também compensou o aumento da desigualdade educacional entre 1976 e 1996.

Este capítulo propõe-se a investigar a relação entre a dinâmica educacional e a desigualdade de rendimentos no Brasil. O caso brasileiro é importante porque, além do alto nível de desigualdade apresentado, a educação tem se expandido significativamente nas últimas duas décadas. Além disso, Ipea (2006) detectou uma queda significativa na desigualdade de rendimentos no Brasil, a partir de 2001, e é importante investigar em que proporção essa queda se deve a essa expansão educacional.

Neste capítulo, utilizamos dados das Pnads de 1981 a 2004, os quais agrupamos em células – de acordo com a educação e a idade das pessoas – e aplicamos regressões quantílicas a uma especificação que continha idade, tendência e efeitos macroeconômicos, como em MaCurdy e Mroz (1995) e Gosling, Machin e Meghir (2000). Utilizando essa estrutura, podemos reconstruir a evolução de toda a distribuição de salários ao longo do tempo, e usar técnicas de decomposição de variância e contrafactuais para examinar os impactos da composição e dos retornos à educação sobre a dispersão de rendimentos, controlando por efeitos cíclicos e demográficos.

Finalmente, é importante notar que o impacto da oferta educacional sobre os rendimentos tem sido bastante estudado no contexto dos países desenvolvidos para explicar os distintos padrões de evolução da desigualdade entre os países. Um desses estudos, de Gottschalk e Joyce (1998), mostra que grande parte das diferenças nos retornos educacionais entre países pode ser explicada por diferenças na oferta educacional.

<sup>1</sup> O estudo da relação entre desenvolvimento e desigualdade começou com Kuznets (1955).

## 2 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Da amostra original das Pnads, mantivemos somente os homens (para evitar os problemas tradicionais de composição associados a mudanças de participação das mulheres no mercado de trabalho), com idade entre 24 e 56 anos (depois do processo de educação formal e antes da aposentadoria), com horas positivas de trabalho na semana de referência e renda monetária positiva. A amostra abrange os trabalhadores por conta-própria e aqueles que trabalham no setor informal da economia.

Em seguida, dividimos a amostra em quatro grupos educacionais, a saber: primário incompleto (até 3 anos de estudo), secundário incompleto (de 4 a 7), ensino médio (de 8 a 11) e superior (de 12 ou mais anos de estudo). Em cada grupo educacional, subdividimos os dados em 792 células, formadas a partir da multiplicação de 33 grupos de idade de 24 a 56 anos e 24 anos (1981 a 2004).<sup>2</sup> As informações estão dispostas na tabela 1. A segunda coluna mostra o total de observações (juntando-se todos os anos), representado por nossas células em cada grupo educacional, enquanto as colunas subsequentes mostram os tamanhos médio, mínimo e máximo de cada célula.

TABELA 1  
Descrição dos dados

Escolaridade	Tamanho amostral	Tamanho médio das células	Tamanho mínimo das células	Tamanho máximo das células	População representada 2004	Rendimento mediano 2004
0 a 4	460.100	580	334	1250	231.885	244
5 a 8	453.835	573	158	1319	284.317	397
9 a 11	386.993	488	46	1367	362.396	553
>=12	144.748	182	31	433	113.759	1505

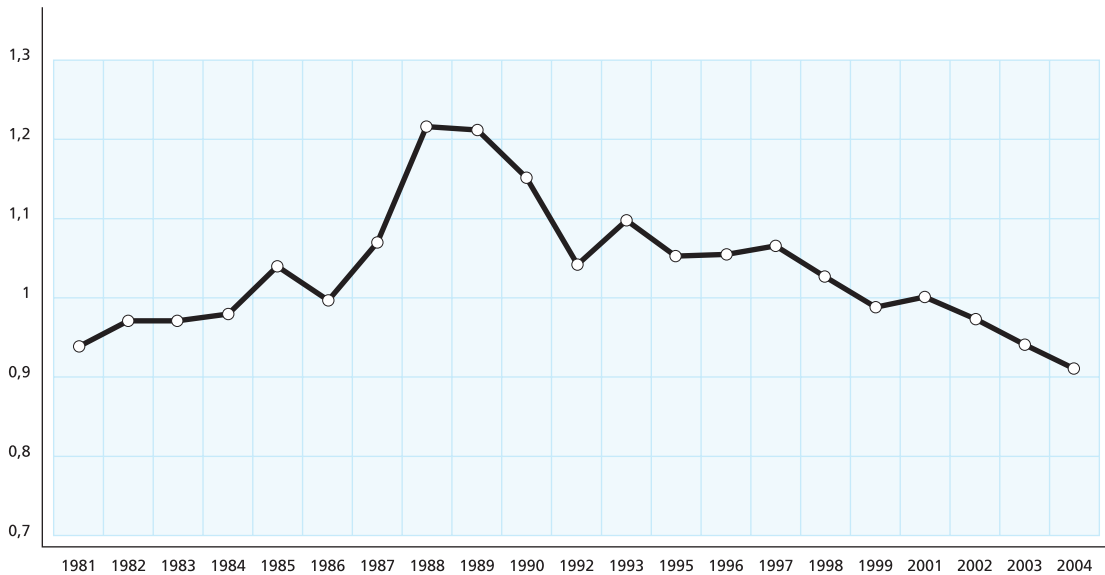
Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

A variável principal usada na análise é o rendimento real horário, definido como renda do trabalho principal no mês de referência, dividido pelas horas normalmente trabalhadas na semana de referência. A última coluna da tabela 1 mostra o rendimento mediano mensal para cada grupo educacional, em 2004. Podemos notar que o rendimento mensal tende a ser relativamente baixo no Brasil, e que as diferenças de rendimento entre os grupos educacionais são bastante elevadas, pois o trabalhador mediano com ensino superior recebe cerca de seis vezes mais do que o trabalhador mediano com ensino primário, e cerca de três vezes mais do que o trabalhador com ensino médio.

<sup>2</sup> Interpolamos as informações de rendimento para 1991, 1994 e 2000, usando a média dos salários no ano imediatamente anterior e no ano posterior para cada grupo de educação e idade.

O gráfico 1 mostra o comportamento da variância do logaritmo dos rendimentos, usando os dados ainda desagregados. O mesmo gráfico indica que a desigualdade elevou-se de forma bastante acentuada entre 1981 e 1988, declinou entre 1988 e 1992, permaneceu relativamente estável entre 1992 e 1997 e começou uma tendência de queda entre 1997 e 2004, com um breve interstício de 1999 a 2001.<sup>3</sup>

GRÁFICO 1  
Evolução da desigualdade – var (lw)

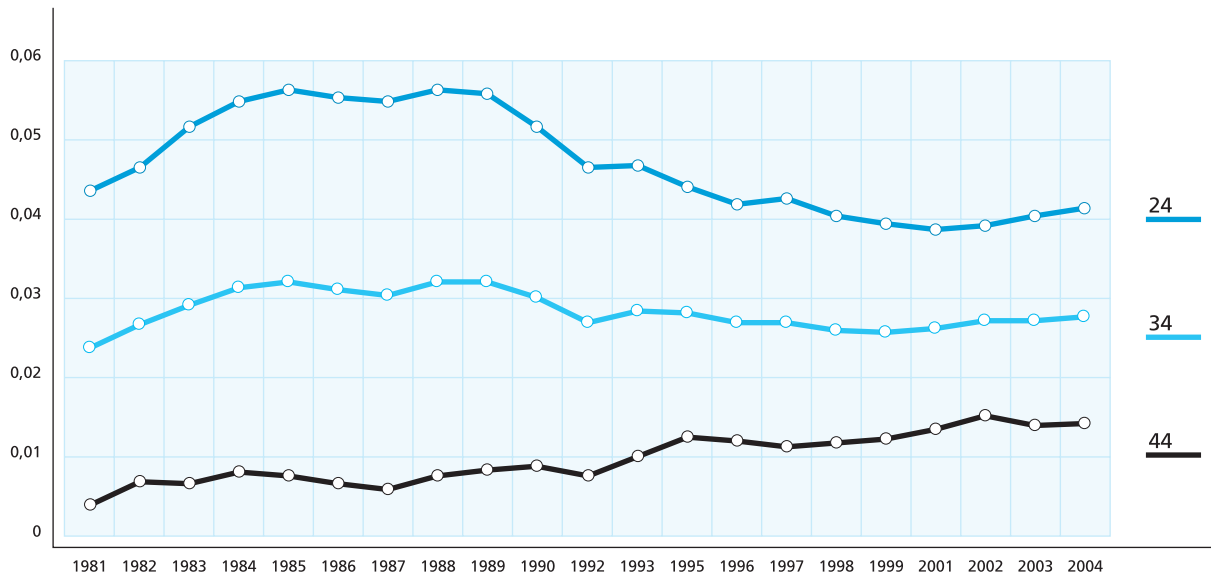


Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

O gráfico 2 mostra os diferenciais salariais associados a um ano a mais de idade, obtidos por uma regressão minceriana tradicional (incluindo educação, idade e idade ao quadrado), avaliados aos 24, 34 e 44 anos de idade. É interessante notar que a evolução desses retornos foi muito diferente para cada grupo etário. Para o grupo mais jovem (24 anos), o diferencial, que era de 4,2% no começo da década de 1980, aumentou significativamente nessa década, para depois diminuir durante os anos 1990 e convergir para seu valor inicial. No grupo intermediário (34 anos), o prêmio pela experiência aumentou um pouco nos primeiros cinco anos da década de 1980, e depois ficou relativamente estável até o final do período amostral. Já para as pessoas mais velhas (44 anos), o diferencial aumentou continuamente ao longo das décadas de 1980 e 1990.

<sup>3</sup> Ferreira, Leite e Litchfield (2006) analisam os fatores associados à ascensão e à queda da desigualdade brasileira nesse período.

GRÁFICO 2  
Evolução dos retornos à idade

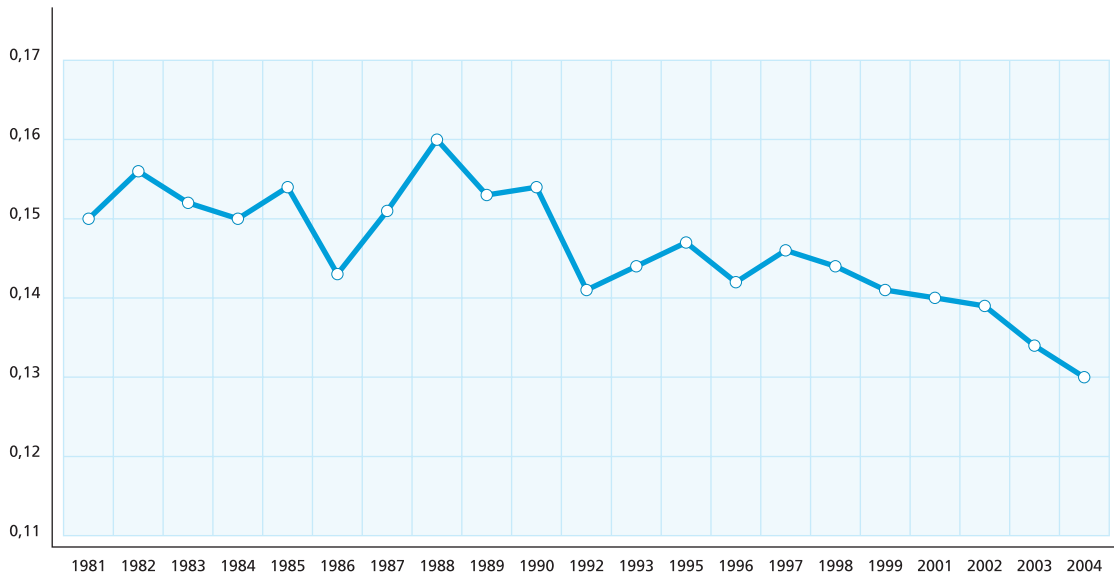


Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

O gráfico 3 indica o comportamento dos retornos médios à educação, obtidos por meio da mesma regressão anterior. Mostra que os retornos flutuavam em torno de 15% durante a década de 1980, tiveram uma queda brusca entre 1990 e 1992 e, a partir de 1997, começaram uma queda gradual, que se acelerou entre 2001 e 2004. Essa aceleração do declínio dos retornos à educação é compatível com a queda na desigualdade descrita no gráfico 1.

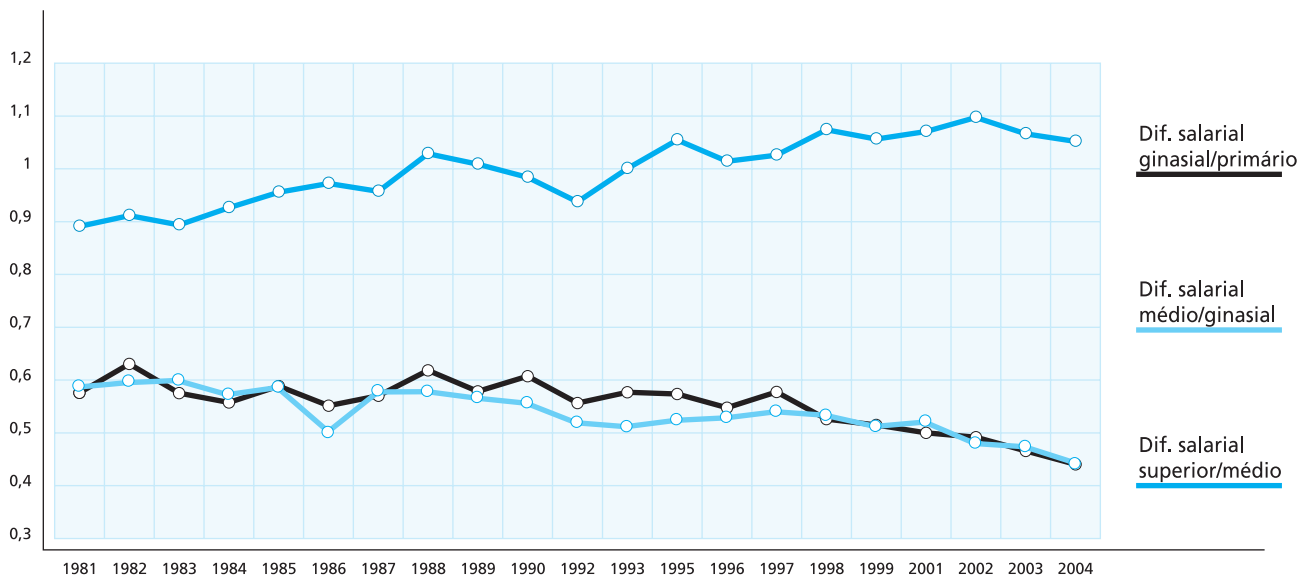
Observando mais detidamente os diferenciais de rendimentos associados à educação, e examinando cada grupo educacional separadamente, verificamos que, no gráfico 4, os resultados são bastante sugestivos. Os diferenciais de rendimentos associados ao ensino superior foram bem maiores que os demais, e aumentaram continuamente até 2002, quando então começaram a declinar. Já os diferenciais associados ao ensino secundário completo e ao ensino médio, esses ficaram relativamente constantes até 1997, mas declinaram continuamente a partir de então. Essas evidências preliminares indicam que os diferenciais salariais relativos aos níveis educacionais intermediários são fatores importantes para a queda da desigualdade a partir de 1997, e que foram “ajudados” pelos diferenciais relativos ao nível superior, a partir de 2002. A análise econométrica da próxima seção ajudará a jogar mais luz sobre esse problema.

**GRÁFICO 3**  
Evolução dos retornos médios à educação



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

**GRÁFICO 4**  
Diferenciais de salário por educação

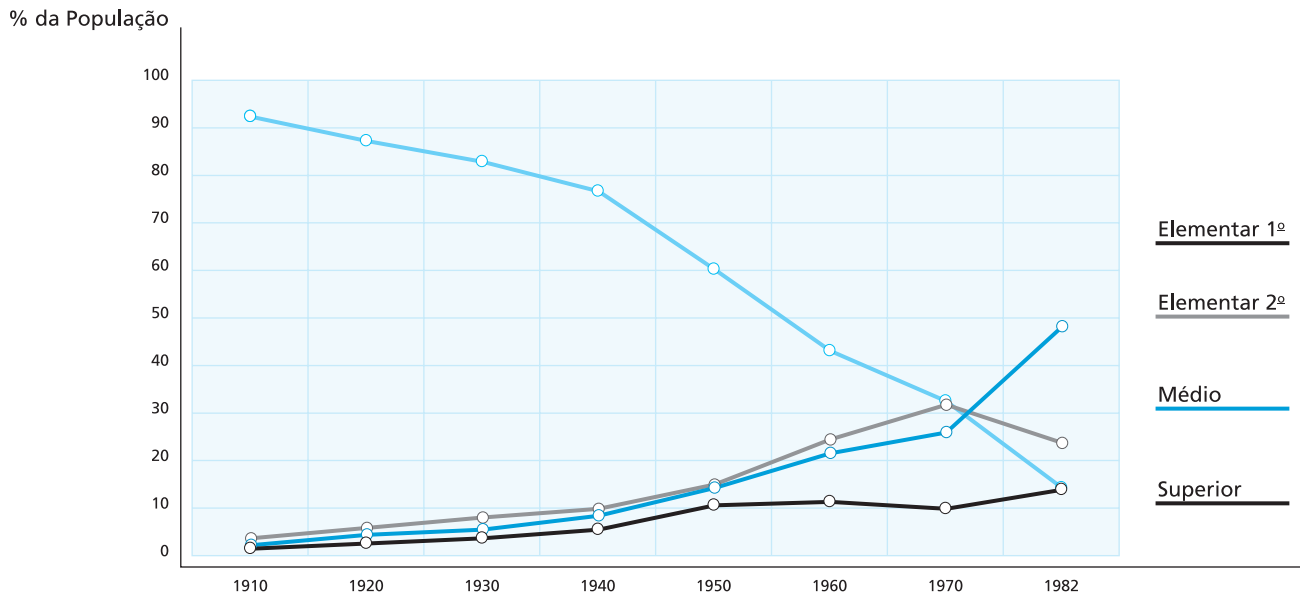


Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

Questiona-se: o que teria determinado o comportamento dos diferenciais salariais? Os candidatos mais óbvios estão relacionados com as condições de oferta educacional.

No gráfico 5, mostramos a proporção de pessoas em cada grupo educacional, ao longo das coortes de nascimento. A proporção de pessoas com ensino primário incompleto perfazia mais de 90% da população nascida em 1910, e sua parcela diminuiu paulatinamente, até cair de modo acelerado a partir da coorte de 1940. Os demais grupos educacionais aumentaram de participação, de forma relativamente homogênea, até 1950, quando então a parcela com ensino superior estagnou-se, enquanto os grupos intermediários continuaram a aumentar até o dos nascidos em 1970. Entre 1970 e 1982, novas mudanças ocorreram. A proporção de pessoas com nível médio aumentou significativamente, o grupo com ensino fundamental completo declinou, enquanto o grupo com nível superior passou a aumentar depois de décadas de estagnação.

GRÁFICO 5  
Evolução da educação por coortes no Brasil



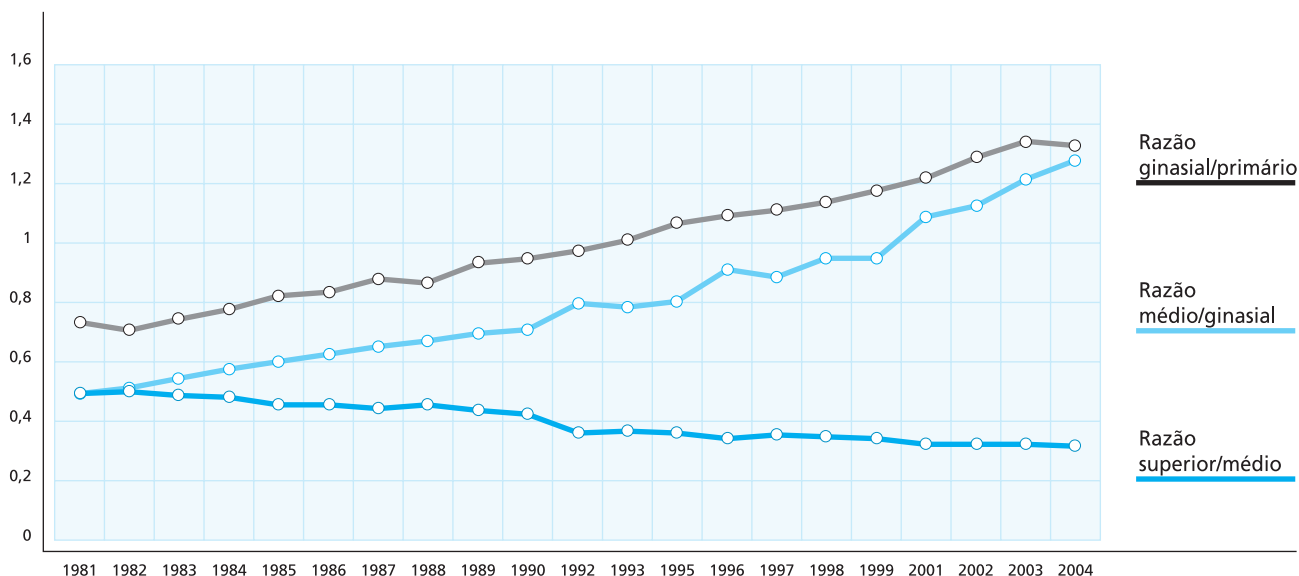
Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

Esses movimentos, ao longo das gerações, provocaram mudanças temporais importantes na oferta relativa de educação. O gráfico 6



mostra que o comportamento das ofertas relativas é simétrico ao dos diferenciais de salários. Enquanto a oferta relativa do ensino superior, com relação ao médio, manteve uma tendência declinante durante todo o período, as ofertas relativas de fundamental completo (com relação ao antigo primário) e de ensino médio (com relação ao fundamental completo) aumentaram substancialmente, especialmente esta última. Assim, parece claro que o componente de oferta está intimamente relacionado com o comportamento dos diferenciais de salários. Daqui para frente, tomaremos a evolução dos diferenciais e das ofertas como dados para analisar sua contribuição para a evolução da desigualdade, ignorando a inter-relação desses fatores.

**GRÁFICO 6**  
Evolução da oferta relativa de educação



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

### 3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

A evolução da desigualdade de rendimentos ao longo do tempo pode ser descrita por uma estrutura que abrange efeitos do tempo, da experiência e de coortes dentro de cada grupo educacional. Os efeitos do tempo (macroeconômicos) consistem em mudanças no ambiente econômico – como fatores institucionais, inflação e taxas de desemprego –, que afetam o grupo educacional em geral. Os efeitos

da experiência capturam, por exemplo, o aumento da dispersão de rendimentos que ocorre ao longo do ciclo de vida, em uma população que está envelhecendo. Os efeitos coorte refletem mudanças permanentes na composição da população, decorrentes, por exemplo, das características dos novos entrantes no mercado de trabalho com relação aos que estão saindo (como tamanho da coorte e qualidade da educação). Infelizmente, não é possível distinguir os efeitos idade, coorte e tempo separadamente, em virtude de um problema de identificação fundamental. Como salientado por Heckman e Robb (1985), a coorte de nascimento ( $c$ ) é completamente determinada pela idade  $a$  e pelo tempo

$$(t): c = t - a \quad (1)$$

Assim, tentaremos modelar a equação de salários de um modo parcimonioso, seguindo MaCurdy e Mroz (1995), com funções do tempo  $T$ , da idade  $A$  e da coorte  $C$ :

$$l(w) = \alpha + A(a) + T(t) + C(c) + R(a, t, c) + u \quad (2)$$

As funções  $R$  são incluídas para capturar interações de idade, tempo e coortes, tais como mudanças nos retornos à experiência ao longo do tempo. Quando exploramos um polinômio de terceiro grau, em termos de coorte, tempo, idade e possíveis interações dos três, sabemos que, por conta do problema de identificação, dos 18 coeficientes associados aos termos de terceira ordem, somente nove combinações lineares podem ser identificadas. Assim, a equação que será levada aos dados é:

$$l(w) = \beta_0 + \beta_1 a + \beta_2 t + \beta_3 a^2 + \beta_4 t^2 + \beta_5 a^3 + \beta_6 t^3 + \beta_7 at + \beta_8 at^2 + \beta_9 a^2 t + u \quad (3)$$

Ao interpretar os resultados das regressões, será importante levar em conta que os efeitos de coortes estão presentes nos coeficientes estimados. O termo de erro em (3) inclui efeitos macroeconômicos cíclicos:

$$u = u_{it} + \bar{u}_t \quad (4)$$

Esses efeitos serão construídos de forma ortogonal às funções de tempo e idade, ou seja, eles não abrangem nenhuma tendência.<sup>4</sup>

Na investigação empírica a seguir, aplicamos técnicas de regressão quantílica (Koenker e Basset, 1978) para modelar a evolução de rendimentos em cada grupo educacional, como função das tendências temporais e de funções de idade, de acordo com a equação (3). Isso nos permitirá modelar a evolução de toda a distribuição de salários, e não somente a da média condicional. Se todos os percentis

<sup>4</sup> Ver MaCurdy e Mroz (1995).

do grupo educacional evoluírem da mesma forma (com exceção do intercepto de cada um), então as mudanças na dispersão de salários poderão ser explicadas pelas mudanças nos preços ou na composição das características observadas (idade e educação). Caso contrário, os efeitos não observados nos grupos (entre percentis) também serão importantes. A mediana localiza o centro da distribuição em cada grupo educacional, enquanto os percentis ao redor dela descrevem mudanças na distribuição. Assim:

$$l(w)^q = \alpha^q + A^q(a) + T^q(t) + R^q(a,t) + u^q \quad (5)$$

As funções  $T^q(t)$  para cada quantil medem as tendências nos salários ao longo do tempo. Diferenças nos parâmetros dessas funções entre os quantis capturam mudanças na dispersão de rendimentos no grupo educacional. Diferenças nos parâmetros para o mesmo quantil entre grupos educacionais medem mudanças nos retornos à educação em pontos específicos da distribuição. As funções  $A^q(a)$  descrevem a evolução de rendimentos ao longo do ciclo de vida de cada quantil em cada grupo educacional. Diferenças de coeficientes da mediana entre grupos educacionais capturarão interações dos retornos à experiência e à educação, enquanto diferenças nos coeficientes estimados entre os quantis significarão que a variância dos salários em cada grupo educacional oscilará conforme a idade, talvez porque os diferenciais de produtividade são revelados ao longo do ciclo de vida (ver Gosling, Machin e Meghir, 2000). Choques macroeconômicos na distribuição de salários ( $\bar{u}^q$ ) também podem mudar a dispersão de salários em cada ano, dentro de cada grupo educacional.

Empiricamente, o procedimento é o seguinte: os dados individuais são agrupados em células, de acordo com os grupos educacionais, de idade e de ano, haja vista todas as variáveis do nosso modelo serem discretas. Em seguida, escolhemos uma característica populacional (mediana, por exemplo) e a estimamos usando seu equivalente amostral (considerados os pesos da Pnad). Estimamos os percentis 1, 5, 10, 15, ..., 90, 95 e 99 para cada célula de idade, ano e educação. Isso equivale a usar a amostra desagregada para estimar uma regressão de cada percentil contra todas as interações possíveis de idade, ano e educação. Os percentis estimados têm distribuição assintoticamente normal (Koenker e Portnoy, 1998). A variância de cada percentil ( $q$ ) estimada é dada por:

$$V^q = \frac{q(1-q)}{Nf(q)^2} \quad (6)$$

Estimamos  $f(q)$  – a densidade condicional – usando um Kernel Gaussiano, com janela igual a  $1/2$  desvio-padrão para cada célula.

Em seguida, tentamos impor uma estrutura na evolução da distribuição de salários, usando um estimador de distância mínima. Esse estimador escolhe  $\beta$  de forma que minimize:

$$(q - Z\beta)V(q)^{-1}(q - Z\beta) \quad (7)$$

em que  $q$  é a estatística estimada (a mediana, por exemplo) no primeiro estágio, e  $Z$  um conjunto de restrições lineares.<sup>5</sup> No nosso caso, as restrições implicam o fato de as funções da idade, da tendência e as *dummies* de ano (ortogonais) conseguirem explicar o comportamento da estatística escolhida ao longo do tempo. A implementação desse estimador é fácil, pois as restrições podem ser impostas estimando-se o modelo por meio de mínimos quadrados ponderados nos dados agrupados, para cada quantil e para cada grupo educacional, separadamente. Esse procedimento nos dará estimativas consistentes de  $\beta$ .<sup>6</sup> Sob a hipótese nula de que as restrições são válidas, o valor minimizado segue uma distribuição chi-quadrado, com graus de liberdade iguais ao número de restrições. Para construir a estatística do teste, temos de somar os resíduos quadrados ponderados, ou seja, os percentis estimados, menos o valor previsto pelas funções de idade e tempo, menos as *dummies* de ano ortogonais.

## 4 RESULTADOS

As tabelas 2, 3 e 4 apresentam os resultados das regressões para a mediana, 25º e 75º percentis, como exemplo dos resultados que obtivemos para todos os percentis. Podemos notar, em primeiro lugar, que os testes de chi-quadrado têm um desempenho razoável, especialmente dado o grande número de graus de liberdade envolvidos na análise. Os gráficos seguintes mostrarão que esse modelo consegue descrever muito bem a evolução da desigualdade de renda no Brasil.<sup>7</sup>

Os coeficientes estimados para a mediana mostram que há diferenças significativas entre os efeitos de tendência e idade dos diferentes grupos educacionais, o que indica o fato de os retornos à educação estarem se alterando no Brasil, no período amostral, e de os retornos à experiência variarem bastante, conforme o nível educacional. Além disso, a maioria das interações da tendência e da idade é estatisticamente significativa, o que significa que os retornos à experiência estão se alterando no Brasil, ou que há importantes efeitos coortes acontecendo.<sup>8</sup>

<sup>5</sup> Ver Rothenberg (1973) e Chamberlain (1983).

<sup>6</sup> Estimamos cada quantil separadamente, o que não é eficiente, mas evita que erros de medida em alguns percentis contaminem as estimações em outros.

<sup>7</sup> Ver Chamberlain (1993) para uma análise parecida, que usa dados dos EUA.

<sup>8</sup> Para uma análise dos efeitos coorte na distribuição de salários, ver MaCurdy e Mroz (1995) para os EUA, Gosling, Machin e Meghir (2000) para o Reino Unido, e Beaudry e Green (1997) para o Canadá.

TABELA 2  
Mediana

	Educa1	Educa2	Educa3	Educa4
Tendência	-0,493 <i>0,114</i>	-1,047 <i>0,114</i>	-1,021 <i>0,114</i>	-0,485 <i>0,153</i>
Tendência <sup>2</sup>	0,087 <i>0,077</i>	0,505 <i>0,077</i>	0,489 <i>0,076</i>	0,212 <i>0,103</i>
Tendência <sup>3</sup>	0,021 <i>0,016</i>	-0,073 <i>0,016</i>	-0,078 <i>0,016</i>	-0,036 <i>0,022</i>
Idade	0,190 <i>0,052</i>	0,421 <i>0,054</i>	0,688 <i>0,055</i>	1,246 <i>0,076</i>
Idade <sup>2</sup>	-0,048 <i>0,031</i>	-0,105 <i>0,033</i>	-0,186 <i>0,033</i>	-0,454 <i>0,045</i>
Idade <sup>3</sup>	0,000 <i>0,006</i>	-0,005 <i>0,007</i>	0,008 <i>0,007</i>	0,052 <i>0,009</i>
Tendência*idade	-0,017 <i>0,039</i>	0,003 <i>0,041</i>	-0,077 <i>0,044</i>	-0,176 <i>0,058</i>
Tendência*idade <sup>2</sup>	0,007 <i>0,007</i>	0,034 <i>0,008</i>	0,036 <i>0,008</i>	0,046 <i>0,010</i>
Tendência <sup>2</sup> *idade	-0,002 <i>0,011</i>	-0,035 <i>0,011</i>	-0,019 <i>0,012</i>	0,009 <i>0,016</i>
Constante	0,104 <i>0,053</i>	0,719 <i>0,052</i>	1,176 <i>0,052</i>	1,616 <i>0,073</i>
Chi-quadrado (792df)	1231	1276	1225	1024

Fonte: Estimativas dos autores a partir dos dados da Pnad.

Nota: Erros-padrão em itálico.

TABELA 3  
25º percentil

	Educa1	Educa2	Educa3	Educa4
Tendência	-0,736 <i>0,121</i>	-0,764 <i>0,112</i>	-0,702 <i>0,111</i>	-0,599 <i>0,139</i>
Tendência <sup>2</sup>	0,302 <i>0,082</i>	0,367 <i>0,075</i>	0,317 <i>0,074</i>	0,280 <i>0,093</i>
Tendência <sup>3</sup>	-0,030 <i>0,017</i>	-0,059 <i>0,016</i>	-0,057 <i>0,015</i>	-0,050 <i>0,020</i>
Idade	0,260 <i>0,056</i>	0,513 <i>0,053</i>	0,746 <i>0,054</i>	1,245 <i>0,070</i>
Idade <sup>2</sup>	-0,067 <i>0,034</i>	-0,134 <i>0,032</i>	-0,182 <i>0,033</i>	-0,478 <i>0,042</i>
Idade <sup>3</sup>	-0,002 <i>0,007</i>	0,001 <i>0,007</i>	0,005 <i>0,007</i>	0,058 <i>0,009</i>
Tendência*idade	0,025 <i>0,041</i>	-0,029 <i>0,040</i>	-0,115 <i>0,043</i>	-0,123 <i>0,053</i>
Tendência*idade <sup>2</sup>	0,013 <i>0,008</i>	0,033 <i>0,008</i>	0,036 <i>0,008</i>	0,043 <i>0,010</i>
Tendência <sup>2</sup> *idade	-0,022 <i>0,011</i>	-0,023 <i>0,011</i>	-0,002 <i>0,012</i>	0,003 <i>0,014</i>
Constante	0,535 <i>0,056</i>	1,022 <i>0,051</i>	1,528 <i>0,051</i>	2,178 <i>0,066</i>
Chi-quadrado (792df)	1093	1227	1171	1020

Fonte: Estimativas dos autores a partir dos dados da Pnad.

Nota: Erros-padrão em itálico.

TABELA 4  
75º percentil

	Educa1	Educa2	Educa3	Educa4
Tendência	-0,588 <i>0,120</i>	-0,522 <i>0,113</i>	-0,651 <i>0,112</i>	-0,506 <i>0,135</i>
Tendência <sup>2</sup>	0,266 <i>0,081</i>	0,220 <i>0,076</i>	0,306 <i>0,075</i>	0,217 <i>0,091</i>
Tendência <sup>3</sup>	-0,038 <i>0,017</i>	-0,037 <i>0,016</i>	-0,065 <i>0,015</i>	-0,037 <i>0,019</i>
Idade	0,357 <i>0,056</i>	0,557 <i>0,054</i>	0,758 <i>0,054</i>	1,130 <i>0,067</i>
Idade <sup>2</sup>	-0,091 <i>0,034</i>	-0,123 <i>0,033</i>	-0,172 <i>0,033</i>	-0,445 <i>0,040</i>
Idade <sup>3</sup>	0,000 <i>0,007</i>	-0,003 <i>0,007</i>	0,006 <i>0,007</i>	0,056 <i>0,009</i>
Tendência*idade	0,036 <i>0,041</i>	-0,034 <i>0,041</i>	-0,111 <i>0,043</i>	-0,031 <i>0,051</i>
Tendência*idade <sup>2</sup>	0,009 <i>0,008</i>	0,035 <i>0,008</i>	0,029 <i>0,008</i>	0,033 <i>0,009</i>
Tendência <sup>2</sup> *idade	-0,021 <i>0,011</i>	-0,024 <i>0,011</i>	0,009 <i>0,012</i>	-0,014 <i>0,014</i>
Constante	0,878 <i>0,055</i>	1,356 <i>0,051</i>	1,998 <i>0,051</i>	2,638 <i>0,063</i>
Chi-quadrado (792df)	1153	1324	1072	1007

Fonte: Estimativas dos autores a partir dos dados da Pnad.

Nota: Erros-padrão em itálico.

Vale notar que as diferenças entre os coeficientes também ocorrem para o 25º e o 75º percentil, como mostram as tabelas 3 e 4. Além disso, há diferenças bastante significativas entre os parâmetros estimados para cada percentil em um mesmo grupo educacional, como podemos notar ao comparar a primeira coluna das tabelas 2, 3 e 4. Isso significa que há mudanças importantes ocorrendo na desigualdade de renda nos grupos educacionais, ao longo do tempo, e que os retornos à experiência também variam bastante entre os percentis para um mesmo grupo educacional.

#### 4.1 Ajuste do modelo

Além dos testes estatísticos, há outro procedimento para avaliar o ajuste do modelo e fazer simulações contrafactuais, o qual consiste em comparar a distribuição incondicional dos salários àquela prevista pelo modelo restrito. Para construir a distribuição de rendimentos incondicional, utilizamos a seguinte fórmula:

$$q = Pr(w < w^q) = \sum_j f_j Pr(w < w^q | j) \quad (8)$$

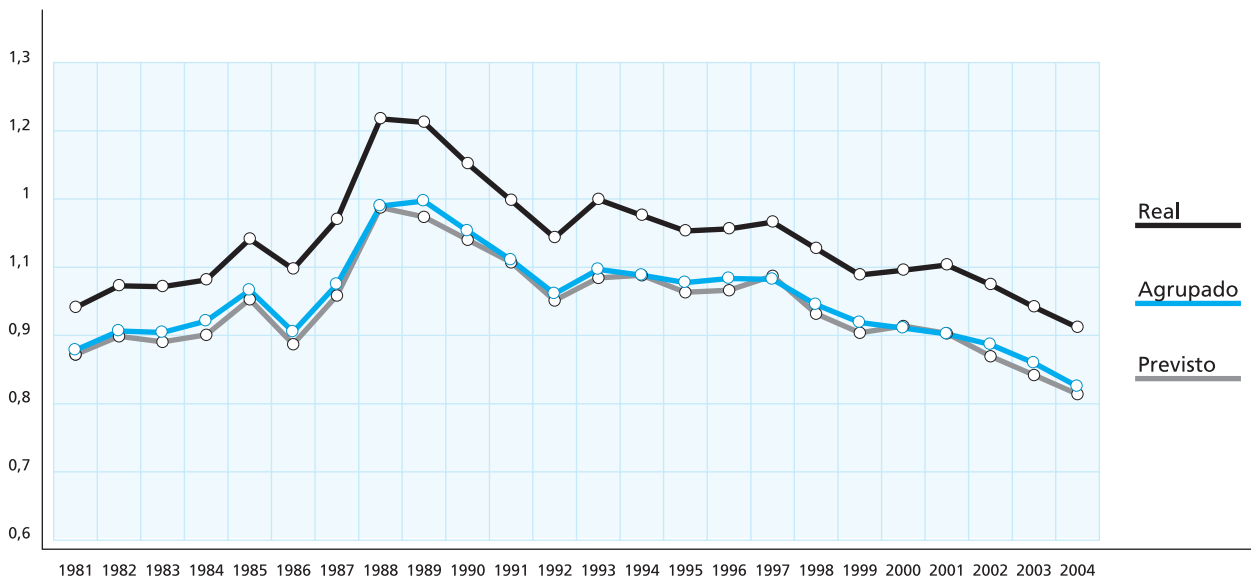
em que  $f_j$  é a freqüência observada de cada célula na população.

Mudando os quantis condicionais  $Pr(w < w^q)$ , ou seus pesos,  $f_j$ , podemos construir distribuições contrafactuais dos salários, as quais nos ajudarão a verificar o impacto de variáveis, como educação e idade, na desigualdade. Além disso, usando os percentis previstos em vez dos observados, poderemos computar o efeito de mudanças nos preços e na quantidade de cada uma dessas variáveis. Por exemplo, ao ignorar o efeito da tendência sobre os quantis previstos, poderemos verificar qual o impacto do efeito composição da educação sobre a desigualdade de renda. Alternativamente, poderemos manter a composição educacional constante em 1981, e verificar qual o efeito dos diferenciais de rendimento por educação na desigualdade.

Com a distribuição incondicional de salários (observada e prevista), poderemos calcular qualquer medida de desigualdade que quisermos. Neste capítulo, decidimos trabalhar com a variância do logaritmo dos salários, que, além de ser muito utilizada na literatura, é perfeitamente decomponível.

### GRÁFICO 7

Variância prevista pelo modelo



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

O gráfico 7 mostra que a desigualdade de rendimentos calculada usando os percentis é permanentemente menor do que a desigualdade calculada usando os dados individuais, o que era esperado, pois a

variação é menor por definição. Entretanto, podemos observar que a evolução dessas duas medidas de desigualdade são muito parecidas. Além disso, o gráfico mostra claramente que a desigualdade prevista pelo modelo é muito próxima da desigualdade usando os dados agrupados, o que significa que podemos utilizar a desigualdade prevista para fazer os contrafactuais.

## 4.2 Decomposição da variância

Passamos agora a utilizar a distribuição de rendimentos prevista pelo modelo, para uma análise usual de decomposição de variância:

$$Var(w_t) = \sum_j f_{jt} Var(w_{jt}) + \sum_j f_{jt} [E(w_{jt}) - E(w_t)]^2 \quad (9)$$

em que

$$Var(w_{jt}) = E(w_{jt}^2) - [E(w_{jt})]^2 \quad (9a)$$

$$E(w_{jt}) = \sum_q g(w^q | j, t) w^q \quad (9b)$$

$$E(w_t) = \sum_q g(w^q) w^q = \sum_q [\sum_j f_{jt} g(w^q | j, t)] w^q \quad (9c)$$

A densidade  $g(w^q)$  foi calculada usando  $g(w^q) = G(w^q) - G(w^{q-\varepsilon})$ , em que  $G(w^q) = Pr(w < w^q) = q$ .

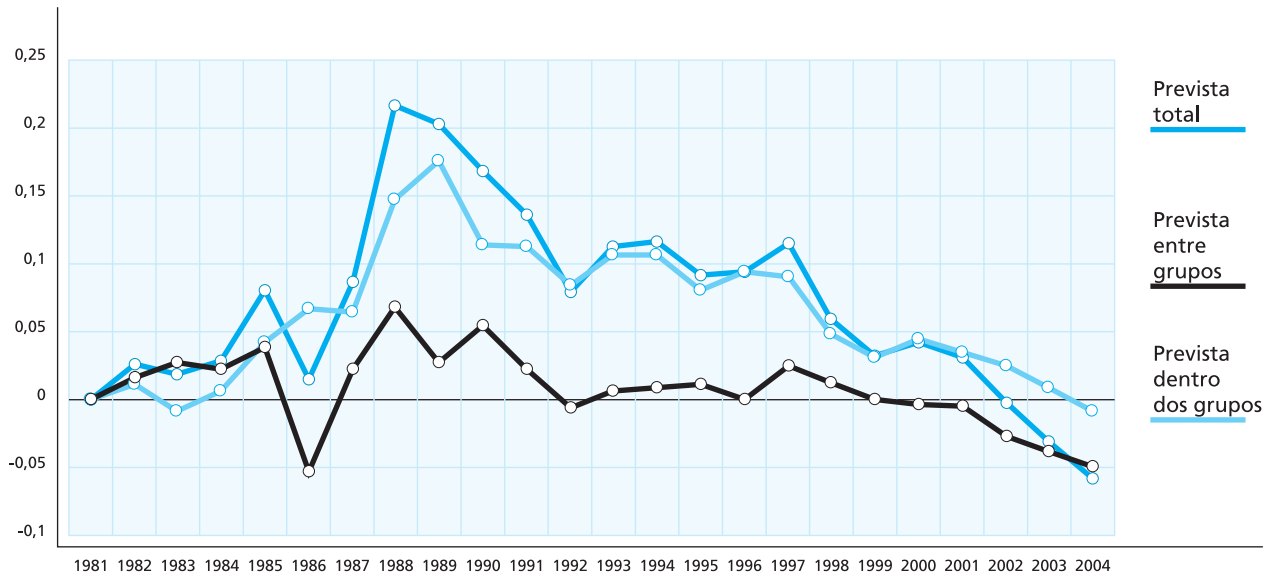
O primeiro termo do lado direito de (9) refere-se à dispersão nos grupos, quando o segundo termo é a dispersão entre grupos. O gráfico 8 mostra a decomposição de variância na nossa amostra, descrevendo a evolução de cada um desses componentes com relação ao ano-base de 1981.<sup>9</sup> Ela mostra que o comportamento de curto prazo da desigualdade basicamente acompanhou a dispersão nos grupos, ao passo que a desigualdade entre grupos ficou relativamente estável até 2001. A partir de 2001, um fenômeno importante começa a ocorrer, ou seja, a desigualdade total “descola” da desigualdade nos grupos, declinando mais rapidamente que ela graças à queda acentuada da desigualdade entre grupos. Passamos agora a procurar as razões por trás desse comportamento.

<sup>9</sup> Por exemplo, o gráfico indica que a desigualdade prevista em 2002 estava no mesmo nível daquela de 1981.



## GRÁFICO 8

Acréscimo de variância, dentro dos grupos e entre grupos



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad.

### 4.3 Análise contrafactual

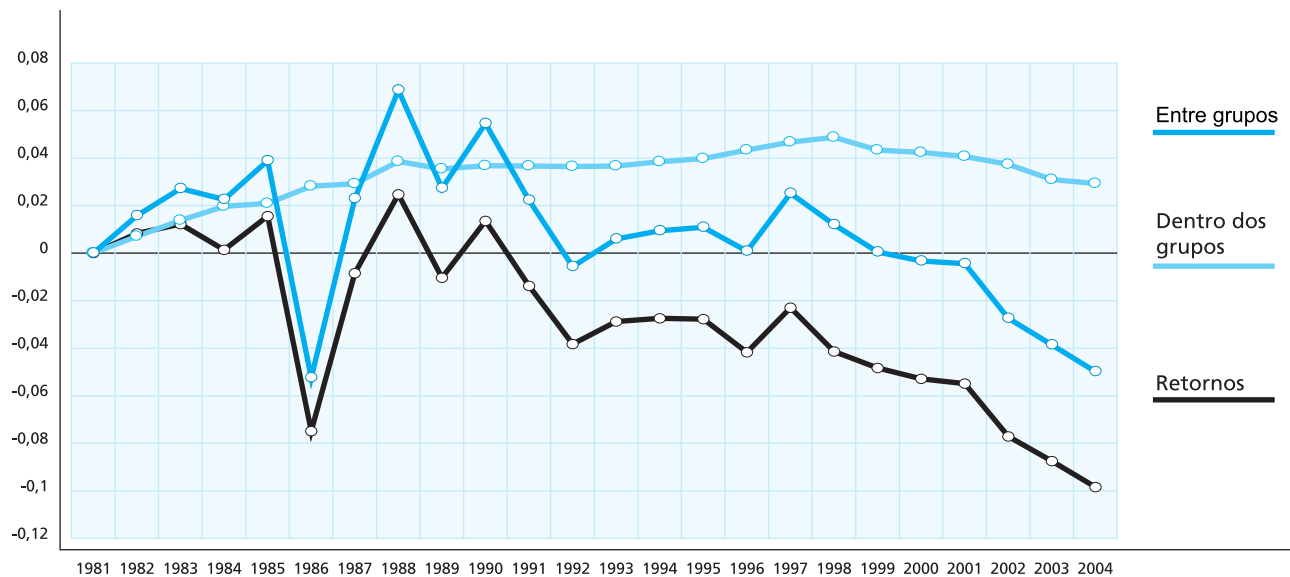
Tanto o componente nos grupos como o componente entre grupos da variância são afetados por mudanças na composição da força de trabalho, como pode ser comprovado pela presença de  $f_{jt}$  na equação (9). A evolução da contribuição do componente entre grupos pode ser decomposta em dois efeitos: composição e compressão. O efeito compressão é obtido quando mantemos a composição da população constante no nível de 1981, ou seja, fixamos  $f_{jt}$  em 1981. Assim, o comportamento desse efeito refletirá a evolução da diferença entre o rendimento médio de cada célula e a média de rendimentos para a amostra em geral. Neste capítulo, enfatizaremos as diferenças salariais entre grupos educacionais no do efeito composição, mas, em um artigo anterior (Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti, 2006), fizemos o mesmo exercício também para os grupos etários.<sup>10</sup> É importante ressaltar, porém, que os pesos  $f_{jt}$  exercem dois papéis na desigualdade entre grupos. Além de medirem a importância do desvio de cada célula com relação à média para o efeito geral, são usados para calcular a média de rendimentos incondicional, como revela a fórmula (9c). Assim, o efeito compressão é obtido pela diferença entre a média de cada grupo e a média geral que prevaleceria se a estrutura populacional tivesse se mantido como em 1981.

<sup>10</sup> Vale notar que, no artigo anterior (Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti, 2006), verificamos que o efeito educacional domina amplamente o efeito idade.

O efeito composição é obtido ao se fixar a distribuição de rendimentos nas células (e, logo, a sua média) no nível de 1981, deixando os pesos  $f_{ji}$  se modificarem de acordo com a realidade. Fazemos isso “desligando” os efeitos tendência (e suas interações com idade) das regressões estimadas em cada grupo educacional, para, em seguida, prever a distribuição condicional de salários em cada célula, e calcular a distribuição incondicional usando (9c).

A evolução dos efeitos compressão e composição é mostrada no gráfico 9. Podemos observar que os dois efeitos contribuem distintamente para a desigualdade entre grupos e, portanto, para a desigualdade total de rendimentos. O efeito compressão tem contribuído para a redução da desigualdade desde 1990, por meio da redução dos diferenciais de rendimentos por educação, documentados no gráfico 3. Essa redução foi acelerada a partir de 1997, e mais ainda a partir de 2001.

GRÁFICO 9  
Decomposição do efeito entre grupos



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad

Por seu turno, o efeito composição contribuiu para um aumento de desigualdade até 1998, bem como para reduzi-la a partir de então. O comportamento do efeito composição reflete a evolução da educação no Brasil. Na década de 1980, com o tímido aumento da frequência escolar no ensino médio, a desigualdade educacional aumentou.

A partir do final da década de 1990, quando a proporção de indivíduos no ensino médio aumentou significativamente, a desigualdade educacional começou a reduzir-se.

Em resumo: cumpre notar que a relativa estabilidade da desigualdade entre grupos até 1997 resultou da combinação de dois efeitos, os quais atuaram em direções opostas – o efeito composição atuava no sentido de aumentar a desigualdade, enquanto o efeito compressão agia para reduzi-la. A partir de 1997, os dois efeitos passaram a atuar na mesma direção, e o efeito preço começou a atuar com mais intensidade, o que provocou a queda na desigualdade.

## 5 CONCLUSÕES

Neste capítulo, investigamos o comportamento da desigualdade de rendimentos dos homens no Brasil, entre 1981 e 2004. Os resultados mostraram que, depois de um período de relativa estabilidade, a desigualdade de renda começou a declinar acentuadamente a partir de 1997.

As simulações contrafactuais mostraram que a estabilidade no componente entre grupos da desigualdade ocorreu graças à ação de duas formas opostas. Enquanto o efeito composição agia no sentido de aumentar a desigualdade, o efeito compressão (diferencial de salários) atuava no sentido de reduzi-la. A partir de 1997, com o rápido aumento da proporção de jovens no ensino médio, os dois efeitos passaram a atuar na mesma direção, e o efeito preço começou a atuar com mais intensidade, o que provocou a queda na desigualdade.

## 6 REFERÊNCIAS

- BARROS, R.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Education and equitable economic development. **Economia**, v. 1, p. 111-144, 2000.
- BEAUDRY, P.; GREEN, D. **Cohort patterns in Canadian earnings: assessing the role of Skill Premia in inequality trends**. NBER, 1997. (Working Paper, n. 163).
- CHAMBERLAIN, G. Quantile regressions, censoring and the structure of wages. In: SIMS, C. (Ed.). **Advances in econometrics**, Proceedings of World Congress in Barcelona, 6, 1993.
- CHISWICK, B. Earnings inequality and economic development. **Quarterly Journal of Economics**, 85, p. 21-39, 1971.
- FERREIRA, F. H. G.; BARROS, R. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. **Revista de Econometria**, 19 (2), p. 211-296, 1999.
- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P.; LITCHFIELD, A. **The rise and fall of Brazilian inequality, 1981-2004**. Washington, DC: World Bank Policy Research, 2006. (Working Paper, n. 3.867).
- FIELDS, G. **Poverty, inequality and development**. New York: Cambridge University Press, 1980.
- GOSLING, A.; MACHIN, S.; MEGHIR, C. The changing distribution of male wages in the UK. **Review of Economic Studies**, v. 67(4), p. 635-666, 2000.
- GOTTSCHALK, P.; JOYCE, M. Cross-national differences in the rise in earnings inequality: market and institutional factors. **Review of Economics and Statistics**, 80, p. 489-502, 1998.
- HECKMAN, J.; ROBB, R. Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations. In: FEINBERG, S. E.; MASON, W. M. (Eds.). **Analysing longitudinal data for age, period and cohort effects**. New York: Academic Press, 1985.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a queda recente da desigualdade no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006 (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em nov. 2006.
- KNIGHT, J.; SALBOT, R. Education expansion and the kuznets effect. **American Economic Review** 73, p. 1.132-1.136, 1983.
- KOENKER, R.; BASSET, G. Regression percentiles. **Econometrica** 46, p. 33-50, 1978.

KOENKER, R.; PORTNOY S. **Quantile regressions**. University of Illinois, 1998. (Discussion Paper).

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review** 45, p. 1-28, 1955.

MaCURDY, T.; MROZ, T. **Estimating macro effects from repeated cross-sections**. University of Stanford, 1995. (Discussion Paper).

MENEZES-FILHO, N. Educação e desigualdade. In: MENEZES-FILHO, N. A.; LISBOA, M. (Eds.). **Microeconomia e sociedade**. Rio de Janeiro: Contracapa, 2001.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising human capital, but constant inequality: the education composition effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, p. 200-250, 2006.

RAM, R. Education expansion and schooling inequality: international evidence and some implications. **Review of Economics and Statistics** 72, p. 266-274, 1990.

ROTHENBERG, T. **Efficient estimation with a priori information**. Cowles Foundation Monograph 23. New Haven: Yale University Press, 1973.

SQUIRE, H.; ZOU, H-F. Inter-national and intra-national inequality. **The Economic Journal**, 108, p. 26-45, 1998.

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). **Human Development Report**, 2005. Disponível em: < <http://hdr.undp.org/reports/global/2005/>>. Acesso em: nov. 2006.

# CAPÍTULO 26

## A Recente Queda na Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educacional Brasileiro da Última Década

Ricardo Paes de Barros\*

Samuel Franco\*

Rosane Mendonça\*

\* Ricardo Paes de Barros é coordenador de avaliação de políticas públicas do Ipea, Samuel Franco é pesquisador do Ipea, e Rosane Mendonça é professora do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF).

<sup>1</sup> Ver Almeida Reis e Barros (1990, 1991), Barros, Henriques e Mendonça (2000), Castello Branco (1979), Ferreira e Barros (1999), Lam e Levinson (1989, 1990), Lam e Schoeni (1994), Leal e Werlang (1991), Medeiros (1982), Menezes-Filho (2001), Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2006), Ramos e Trindade (1992), Senna (1976), e Velloso (1975).

<sup>2</sup> Estimativas obtidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) revelam que, na última década, a escolaridade média dos ocupados no Brasil cresceu quase 2 anos, ao passo que, na década imediatamente anterior, o crescimento foi de apenas 0,7 ano.

<sup>3</sup> Ver Barros, et al. (2006a), Ferreira, et al. (2006), Hoffmann (2006a), e capítulos 1, 2 e 11 do volume 1 deste livro.

<sup>4</sup> Ver também os capítulos 25 e 27 deste volume.

<sup>5</sup> A desigualdade cujas causas queremos investigar é aquela associada à distribuição de todas as pessoas segundo a renda familiar *per capita*. Entretanto, assim como nos capítulos 25 e 27 deste volume também investigamos o impacto sobre a desigualdade na distribuição dos trabalhadores segundo sua própria remuneração do trabalho.

### 1 INTRODUÇÃO

Em meados da década de 1970, Langoni (2005) demonstrava que o crescimento da desigualdade no Brasil era uma consequência direta da lenta expansão do sistema educacional. Mais que isso, ressaltava que o combate à desigualdade requereria, necessariamente, uma expansão acelerada do sistema educacional. Desde então a relação entre educação e desigualdade vem recebendo grande atenção da literatura econômica.<sup>1</sup>

Ao longo da última década ocorreu, enfim, uma expansão educacional acelerada. O progresso educacional nos últimos dez anos foi mais de duas vezes o observado nos dez anos anteriores.<sup>2</sup> Mais recentemente, a desigualdade de renda também começou a declinar. Só entre 2001 e 2005 o coeficiente de Gini caiu quase 5%, atingindo, assim, seu nível mais baixo dos últimos trinta anos.<sup>3</sup>

Resta investigar, portanto, a relação entre esses dois eventos. Esse é o objetivo central deste capítulo.<sup>4</sup> Mais especificamente, buscamos estimar a contribuição da acelerada expansão educacional da última década, bem como das concomitantes mudanças na estrutura etária, com conseqüentes aumentos na experiência da força de trabalho, para a queda recente na desigualdade de renda no País.<sup>5</sup>

Toda expansão no capital humano<sup>6</sup> da força de trabalho pode influenciar a desigualdade de renda por vários canais, dos quais a fecundidade, a taxa de participação feminina no mercado de trabalho e a remuneração do trabalho talvez sejam os mais importantes. Neste capítulo, limitamo-nos a analisar o impacto dessa expansão sobre a desigualdade via o seu impacto sobre a remuneração do trabalho.<sup>7</sup>

Para que a expansão do capital humano da força de trabalho tenha um impacto distributivo importante por esse canal, é necessário antes de tudo que boa parte da queda na desigualdade decorra de mudanças na distribuição das remunerações do trabalho. Diversos estudos têm demonstrado que ao menos metade da recente queda na desigualdade se deve a mudanças na distribuição dos rendimentos do trabalho.<sup>8</sup> Esse será nosso ponto de partida. Na seção 2, revemos os resultados encontrados na referida literatura e apresentamos novas evidências mediante o uso de uma metodologia alternativa perfeitamente compatível com a que será utilizada mais adiante, neste capítulo, para avaliar a contribuição da expansão do capital humano da força de trabalho.

Conforme ressaltado por uma ampla literatura,<sup>9</sup> a educação e outras formas de capital humano se relacionam à desigualdade em remuneração do trabalho por dois canais. Por um lado, na medida em que a remuneração de um trabalhador é crescente com seu capital humano, quanto maior for a desigualdade em capital humano maior será a desigualdade em remuneração (*efeito quantidade*). Por outro lado, dado um grau de desigualdade em capital humano, quanto maior for a sensibilidade da remuneração a essa variável maior será a desigualdade em remuneração do trabalho (*efeito preço*). Assim, o mercado de trabalho revela desigualdades em capital humano, cuja magnitude depende: (a) da magnitude da desigualdade em capital humano a ser revelada, e (b) da sensibilidade do tradutor utilizado para transformar essa desigualdade (a do capital humano) em desigualdade de remuneração. Esse tradutor nada mais é do que a relação entre remuneração do trabalho e capital humano. Quanto mais sensível for a remuneração ao capital humano, maior será a desigualdade revelada. Na seção 3, analisamos a relação entre desigualdade de remuneração e capital humano, ressaltando, para isso, estes dois canais: quantidade e preço.

Neste capítulo, buscamos não apenas avaliar a contribuição conjunta de todas as transformações decorrentes da expansão do capital humano da força de trabalho sobre a desigualdade de renda, mas também isolar a contribuição devida a reduções no grau de desigualdade em capital humano (*efeito quantidade*) daquela proveniente de reduções

<sup>6</sup> Neste capítulo tratamos de apenas duas formas de capital humano: a escolaridade e a experiência no mercado trabalho.

<sup>7</sup> Para uma análise do impacto das transformações demográficas ver capítulo 14 do volume 1 deste livro.

<sup>8</sup> Ver Barros, et al. (2006b), Hoffmann (2006b), Soares (2006), capítulos 15 a 17 deste segundo volume, bem como capítulo 12 do volume 1 deste livro.

<sup>9</sup> Ver Barros e Mendonça (1993;1996), Becker e Chiswick (1966), Langoni (2005), Tinbergen (1956, 1975), Sattinger (1993), entre outros.

na sensibilidade das remunerações ao capital humano (*efeito preço*). Além disso, buscamos decompor cada uma dessas contribuições em uma parcela devida ao progresso educacional, além de uma outra devida às mudanças na composição etária da força de trabalho (ver diagrama 1).

Evidentemente, o impacto e, por conseguinte, a contribuição das mudanças na distribuição de escolaridade e de experiência (*efeitos quantidade*), assim como a contribuição das mudanças na sensibilidade da remuneração a esses dois atributos dos trabalhadores (*efeitos preços*), dependem da magnitude e da natureza dessas mesmas mudanças. Assim, antes de passarmos propriamente a estimar tais contribuições apresentamos, na seção 3, uma ampla análise da magnitude e da natureza das mudanças ora em questão. A evidência apresentada nesta seção é fundamental para a interpretação das simulações e das decomposições apresentadas nas seções seguintes.

Na seção 4, introduzimos a metodologia a ser utilizada para estimar a contribuição da expansão no capital humano da força de trabalho para as quedas no grau de desigualdade de remuneração do trabalho e no grau de desigualdade em renda familiar *per capita*. Além da metodologia necessária para a estimativa da contribuição total, introduzimos, nesta seção, também aquela necessária à estimativa de cada um de seus componentes, em particular do efeito preço e do efeito quantidade (ver diagrama 1).

Vale ressaltar que a metodologia ora proposta amplia as disponíveis na literatura<sup>10</sup> em três dimensões. Em primeiro lugar, e similarmente ao proposto por Bourguignon e Ferreira (2004), e por Barros, Ganuza e Vos (2002), a metodologia em questão permite investigar o impacto sobre a desigualdade em renda familiar *per capita*, enquanto as demais se limitam, em sua maioria, a investigar o impacto sobre a desigualdade de rendimentos do trabalho – ver capítulos 25, 27 e 33 deste volume.

Em segundo lugar, tal metodologia possibilita isolar o impacto da educação do impacto da experiência, ao passo que as outras metodologias, anteriormente referidas, permitem apenas obter o impacto conjunto das mudanças ocorridas nessas duas dimensões do capital humano – ver, neste volume, capítulos 25 e 27.

Por fim, ela permite isolar, para cada tipo de capital humano, o impacto diretamente decorrente das mudanças na distribuição de capital humano (*efeito quantidade*) do impacto das mudanças na sensibilidade da remuneração ao capital humano (*efeito preço*). Embora possibilitem isolar os efeitos preço e quantidade para o conjunto das transformações em

<sup>10</sup> Ver Barros, Corseuil e Leite (1999), Barros, Ganuza e Vos (2002), Bourguignon e Ferreira (2004), Dinardo, Fortin e Lemieux (1995), Juhn, Murphy e Pierce (1993), Langoni (2005) e Machado, e Mata (2005).



capital humano, as demais metodologias disponíveis não permitem que se obtenha essa decomposição por tipo de capital humano – ver, novamente, ver capítulos 25 e 27 deste volume.

Na seção 5, apresentamos e analisamos as estimativas da contribuição da expansão do capital humano da força de trabalho para a recente queda na desigualdade de renda no País. Para isso, examinamos tanto o impacto conjunto como o impacto individual da escolaridade e da experiência, e decomparamos e analisamos também o impacto de cada atributo (a) devido às mudanças na sua distribuição (*efeito quantidade*) e (b) devido às mudanças na sua relação com a remuneração dos trabalhadores (*efeito preço*). Por fim, na seção 6 apresentamos um sumário das principais conclusões do estudo.

DIAGRAMA 1



Fonte: Elaboração dos autores.

## 2 REMUNERAÇÃO DO TRABALHO E QUEDA NA DESIGUALDADE

### 2.1 Antecedentes

Diversos estudos recentes demonstram que a maior parte da queda na desigualdade de renda se deveu a mudanças na distribuição dos

rendimentos do trabalho. Adotando o coeficiente de Gini, e uma metodologia de decomposição por fontes de renda originalmente proposta por Fei, Ranis e Kuo (1979), Hoffmann (2005; 2006a), Soares (2006) e os capítulos 1 e 17 dos volumes 1 e 2, respectivamente, deste livro, estimam que cerca de  $\frac{3}{4}$  da queda recente na desigualdade se deveram a mudanças na distribuição de rendimentos do trabalho. Utilizando uma metodologia alternativa, Barros et al. (2006a,b) e o capítulo 16 deste volume 2 obtêm uma contribuição menor para as mudanças na distribuição de rendimentos. Entretanto, mesmo nesses últimos estudos, a contribuição das mudanças na distribuição da remuneração do trabalho para a recente queda na desigualdade de renda supera 50%.<sup>11</sup>

Todos esses estudos têm em comum o uso sistemático da renda familiar do trabalho, isto é, a remuneração derivada do trabalho de todos os membros da família. O que se investiga é o impacto das mudanças na distribuição da renda familiar do trabalho *per capita*.<sup>12</sup> Embora essa distribuição se encontre fortemente relacionada à distribuição dos trabalhadores segundo a remuneração individual do trabalho, evidentemente não é idêntica a ela. Nesta seção, buscamos contribuir para esse debate estimando a contribuição, para a queda na desigualdade de renda, das mudanças na distribuição dos trabalhadores segundo sua própria remuneração do trabalho. Para isso, utilizamos uma metodologia similar à proposta por Barros et al. (2006a).

## 2.2 Metodologia

Se denotarmos famílias por  $f$ , e indivíduos por  $i$ , teremos então que a renda *per capita* da família  $f$  a que o indivíduo  $i$  pertence pode ser expressa via:

$$(f(i)) = T(f(i)) + O(f(i))$$

em que  $f(i)$  denota a família a que o indivíduo  $i$  pertence. Relativo à família  $f$ ,  $Y(f)$  denota a renda *per capita*,  $T(f)$  a renda derivada do trabalho *per capita*, e  $O(f)$  a renda derivada de outras fontes *per capita*. Se, adicionalmente, denotarmos por  $\tilde{X}(i) = X(f(i))$ , teremos que:

$$\tilde{Y}(i) = \tilde{T}(i) + \tilde{O}(i)$$

A distribuição de  $\tilde{Y}$  (distribuição das pessoas segundo a renda familiar *per capita* da família à qual pertencem) é, tipicamente, a de nosso interesse. Nos estudos anteriormente referidos,<sup>13</sup> o que se investiga é a contribuição de mudanças na distribuição de  $\tilde{T}$  para quedas na desigualdade

<sup>11</sup> Para uma comparação entre as duas metodologias, ver capítulo 16 deste volume.

<sup>12</sup> Em Barros et al. (2006a,b) e no capítulo 2 do volume 1 deste livro, a distribuição investigada é, na verdade, a de pessoas segundo a remuneração do trabalho de todos na família *por adulto*, e não *per capita*.

<sup>13</sup> Hoffmann (2005; 2006a), Soares (2006) e capítulos 1 e 16 dos volumes 1 e 2, respectivamente, deste livro.

da distribuição de  $\tilde{Y}$ .<sup>14</sup> Note-se que a distribuição de  $\tilde{T}$  é a distribuição de pessoas segundo a renda do trabalho familiar *per capita*, entendida como a renda do trabalho de todos os membros dividida pelo número de membros da família.

Para relacionar a desigualdade na distribuição das pessoas segundo sua renda familiar *per capita* à distribuição dos trabalhadores segundo sua própria remuneração do trabalho, é necessário reescrever a expressão para a renda *per capita*. Uma expressão útil é:

$$Y(f(i)) = O(f(i)) + \frac{1}{M(f(i))} \sum_{q \in \Omega(f(i))} W(q)$$

em que  $M(f)$  denota o número de membros, e  $\Omega(f)$  o conjunto de trabalhadores que pertencem à família  $f$ . Nessa expressão,  $W(q)$  denota a renda do trabalho referente ao trabalhador  $q$ . Utilizando-se a definição anterior para  $\tilde{X}(i)$ , essa expressão pode ser assim reescrita:

$$\tilde{Y}(i) = \tilde{O}(i) + \frac{1}{\tilde{M}(i)} \sum_{q \in \tilde{\Omega}(i)} W(q)$$

Nosso objetivo é investigar como mudanças na distribuição dos trabalhadores segundo sua própria remuneração,  $W$ , influenciam o grau de desigualdade na distribuição das pessoas segundo a renda *per capita*,  $\tilde{Y}$ . O método utilizado é uma simples adaptação do proposto em Barros, et al. (2006a).

Com o objetivo de introduzir esse método, utilizaremos o sobrescrito  $I$  para denotar a situação no início do período, e o sobrescrito  $F$  para denotar a situação no final. Assim,  $\tilde{Y}^I$  denota a renda *per capita* no início do período, e  $F_{\tilde{Y}^I}$  sua distribuição. De forma similar,  $F_{W^I}$  e  $F_{W^F}$  denotam as distribuições de trabalhadores segundo sua própria remuneração do trabalho, respectivamente, no início e no final do período. Logo, se definirmos

$$\tilde{Y}^C(i) = \tilde{O}^F(i) + \frac{1}{\tilde{M}^F(i)} \sum_{q \in \tilde{\Omega}^F(i)} W^C(q)$$

e

$$W^C(q) = F_{W^I}^{-1} \left( F_{W^F} \left( W^F(q) \right) \right)$$

teremos que  $F_{W^C} = F_{W^I}$ , e, daí, que  $F_{\tilde{Y}^C}$  seria a distribuição da renda *per capita* no final do período caso tudo mais permanecesse constante exceto a distribuição dos trabalhadores segundo sua própria remuneração, a qual passaria a ser a verificada no início do período.<sup>15</sup> Note -se

<sup>14</sup> No caso de Barros et al. (2006a, b) e do capítulo 2 do volume 1 deste livro, o que se investiga é a contribuição das mudanças na distribuição da renda do trabalho familiar por adulto.

<sup>15</sup> Nessas expressões, o sobrescrito  $^C$  indica um contrafactual.

que  $W^C$  e, daí,  $\tilde{Y}^C$ , podem facilmente ser obtidos uma vez que se tenha estimativas das distribuições da remuneração do trabalho no início e no final do período,  $F_{W^I}$  e  $F_{W^F}$ .

Nesse caso, a contribuição das mudanças na distribuição de renda dos trabalhadores conforme sua remuneração do trabalho para a queda no grau de desigualdade na distribuição de todas as pessoas segundo a renda familiar *per capita* pode ser obtida via:

$$\alpha = \frac{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}^C})}{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}^I})}$$

em que  $\Theta(F_X)$  denota o grau de desigualdade na distribuição de  $X$ ,  $F_X$ . Note-se que, assim, o numerador da expressão para  $\alpha$  representa a variação no grau de desigualdade na distribuição da renda *per capita* que teríamos se apenas a distribuição dos trabalhadores segundo a sua própria remuneração tivesse se alterado, e o denominador representa a variação total no grau de desigualdade. Logo, a razão é uma medida da contribuição das mudanças na distribuição da remuneração do trabalho para a variação na desigualdade em renda *per capita*.

### 2.3 Resultados

Os gráficos 1A, 1B, 1C e 1D mostram como a desigualdade na distribuição de trabalhadores segundo sua remuneração, bem como na distribuição das pessoas segundo a renda *per capita*, evoluíram ao longo dos últimos dez anos. Esses gráficos revelam, ainda, que os níveis atuais de desigualdade são, tanto na renda *per capita* quanto na remuneração do trabalho, bem inferiores àqueles de uma década atrás.

No caso da desigualdade em renda *per capita*, o declínio não ocorre com a mesma intensidade, uma vez que se concentrou no último quadriênio – 2001 a 2005. De fato, independentemente da medida utilizada a taxa anual de declínio na desigualdade no último quadriênio é pelo menos duas vezes maior que a média para a última década.

A queda da desigualdade em remuneração do trabalho, ao contrário, tem sido contínua ao longo de toda a última década. Existe, entretanto, no caso de alguns indicadores de desigualdade, alguma evidência de aceleração da queda após 2001 (ver tabela 1). No caso do coeficiente de Gini, por exemplo, a queda no último quadriênio é 13% maior do que o que se observaria caso fosse mantida a tendência da última década.

## TABELA 1

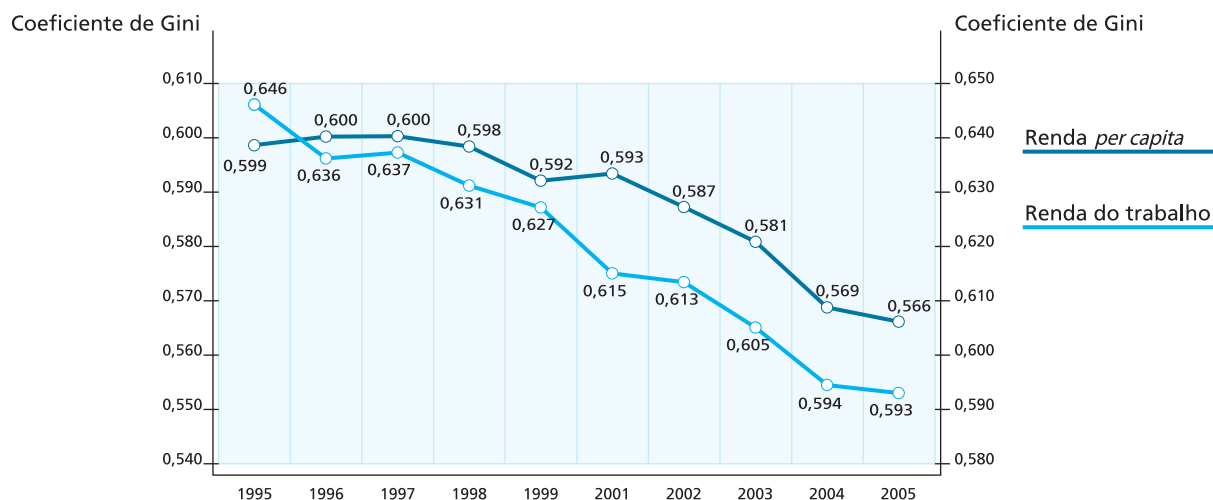
Evolução e tendência histórica dos indicadores de desigualdade no Brasil – 1995-2005

Indicadores	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (2001-2005)	% da queda
Coefficiente de Gini	0,646	0,636	0,637	0,631	0,627	0,615	0,613	0,605	0,594	0,593	-0,022	-
Tendência (1995-2001)	0,646	0,636	0,637	0,631	0,627	0,616	0,611	0,607	0,602	0,597	-0,019	13
Índice de Theil	0,856	0,828	0,836	0,817	0,797	0,784	0,777	0,755	0,734	0,734	-0,050	-
Tendência (1995-2001)	0,856	0,828	0,836	0,817	0,797	0,781	0,769	0,758	0,746	0,735	-0,046	7,5
Razão entre a renda média dos 20% mais pobres e dos 20% ricos	154	105	116	101	115	69,9	71,7	69,7	56,6	59,4	-10,5	-
Tendência (1995-2001)	154	105	116	101	115	75,6	65,2	54,8	44,4	34,0	-41,6	-295
Razão entre a renda média dos 10% mais pobres e dos 40% ricos	37,6	34,1	34,8	32,7	32,0	27,4	27,1	25,2	23,3	22,8	-4,63	-
Tendência (1995-2001)	37,6	34,1	34,8	32,7	32,0	28,0	26,5	25,0	23,5	21,9	-6,09	-32

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

## GRÁFICO 1A

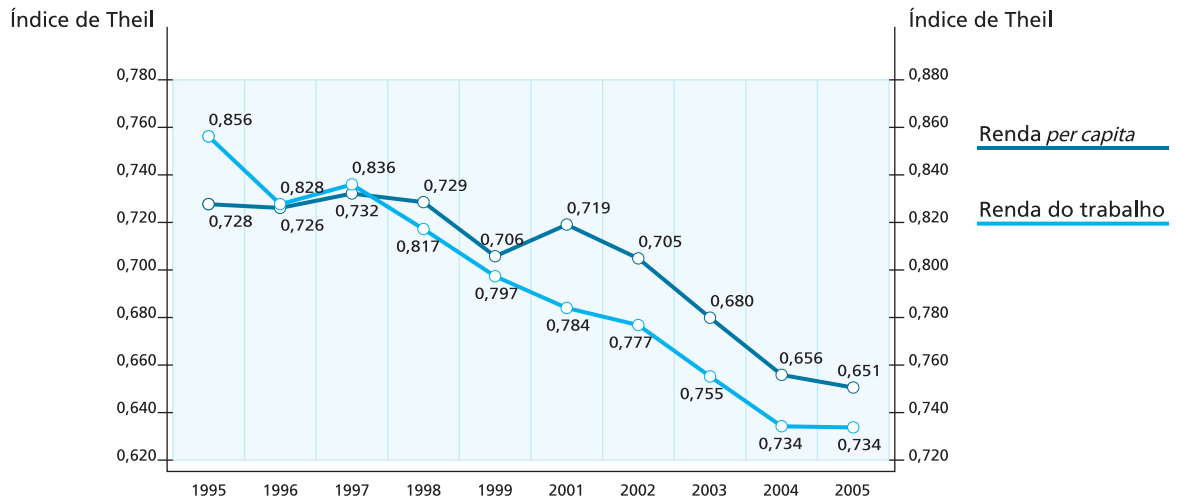
Evolução da desigualdade em renda familiar no Brasil: coeficiente de Gini – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

## GRÁFICO 1B

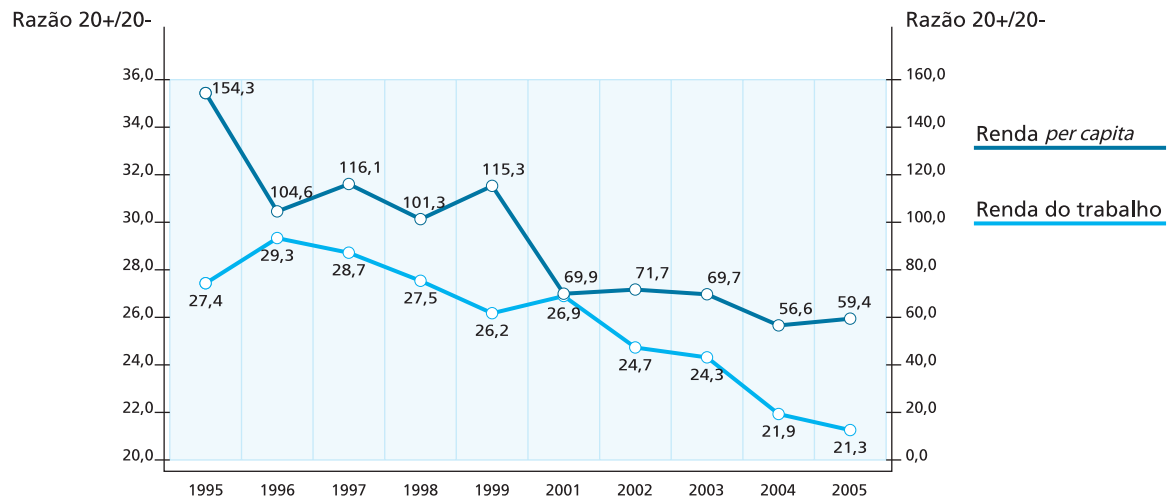
Evolução da desigualdade em renda familiar no Brasil: índice de Theil – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

## GRÁFICO 1C

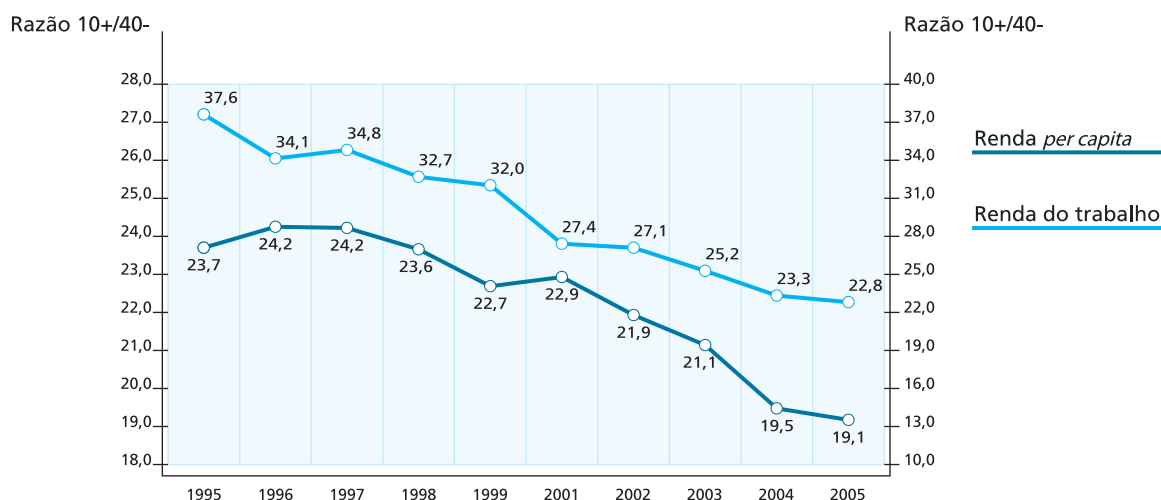
Evolução da desigualdade em renda familiar no Brasil: razão entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnad de 1995 a 2005.

## GRÁFICO 1D

Evolução da desigualdade em renda familiar no Brasil: razão entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

Como a desigualdade em remuneração do trabalho declinou no período 2001-2005 – segundo alguns indicadores, de forma particularmente acelerada –, as mudanças na distribuição da renda do trabalho devem ter contribuído para a concomitante queda na desigualdade na renda *per capita*. Utilizando a metodologia antes proposta, a tabela 2 apresenta estimativas dessa contribuição.

## TABELA 2

Contribuição de mudanças na distribuição de renda dos trabalhadores, segundo sua remuneração do trabalho, para a queda na desigualdade em renda familiar *per capita* entre 2001 e 2005

Indicadores	Coefficiente de Gini	Índice de Theil	Razão 10+ 40-	Razão 20+ 20-
Distribuição de 2001	0,593	0,719	22,9	26,9
Distribuição de 2005	0,566	0,651	19,1	21,3
2005 com a distribuição de renda do trabalho, por trabalhador, de 2001	0,579	0,678	20,8	23,4
Contribuição de mudanças na distribuição da renda do trabalho, por trabalhador (em %)	47,3	40,2	45,1	38,7

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

Os resultados obtidos estão de acordo com as estimativas apresentadas por Barros et al. (2006a, b) e capítulos 2 e 16 dos volumes 1 e 2,

respectivamente, deste livro, os quais utilizam metodologias similares. Segundo esses autores, cerca da metade da queda recente na desigualdade em renda *per capita* medida pelo coeficiente de Gini se deve às mudanças na distribuição da renda do trabalho. Além disso, e conforme ressaltado por Hoffmann (2006a) e capítulo 1 do volume 1 deste livro, quando medidas de desigualdade mais sensíveis à renda dos mais pobres são utilizadas a contribuição das mudanças na renda do trabalho tende a ser menor. Por exemplo, se a desigualdade é medida pela razão entre a renda média dos 20% mais ricos e dos 20% mais pobres, tem-se que menos de 40% da queda recente se deve a mudanças na distribuição da renda do trabalho.

### 3 A FORMAÇÃO DA DESIGUALDADE EM REMUNERAÇÃO

#### 3.1 Estrutura analítica

Se o trabalho é um fator de produção, por que sua remuneração não seria única e igual à de mercado? Por que deveriam existir diferenças de remuneração entre trabalhadores? Duas razões complementares justificam a existência de diferenças na remuneração do trabalho. Em primeiro lugar, a remuneração é diferenciada porque o trabalho é um fator de produção heterogêneo e, assim, sua remuneração deve variar por tipo de trabalhador. Em segundo lugar, porque o mercado de trabalho não é perfeito, o que implica a regra de um único preço não se aplicar nem mesmo a grupos de trabalhadores com as mesmas características. Em parte, essas diferenças se devem à informação imperfeita e assimétrica, o que era de esperar dada a elevada heterogeneidade do trabalho; mas em parte são premeditadas (discriminação) ou decorrentes da estratégia de incentivos de determinadas empresas (*salário eficiência*), ou de diferenças no poder de barganha dos trabalhadores.

Assim, em termos gerais, poder-se-ia expressar o salário do trabalhador  $q$ ,  $W(q)$ , via:

$$\ln(W(q)) = h(X(q)) + U(q)$$

em que  $X(q)$  denota as características do trabalhador  $q$ , as quais servem para diferenciá-lo no mercado de trabalho;  $h$  é uma função que especifica como a remuneração varia com tais características; e  $U(q)$  é o desvio da sua remuneração em relação ao padrão do grupo de trabalhadores que têm as mesmas características que o trabalhador  $q$ .



Essa simples expressão é extremamente útil para descrever como a distribuição da remuneração do trabalho é formada, pois permite decompor a construção das disparidades em remuneração em dois passos distintos. Num primeiro passo, a função  $h$  traduz a heterogeneidade da força de trabalho em diferenças em remuneração. Depois disso só há diferenças em remuneração entre trabalhadores distintos. Trabalhadores com as mesmas características recebem a mesma remuneração. Aqui, o mercado de trabalho funciona *revelando desigualdades*.

Num segundo passo, os desvios em relação ao padrão de cada grupo são somados, ampliando-se, assim, as diferenças em remuneração. Surgem as diferenças de remuneração entre trabalhadores com idênticas características, e o mercado de trabalho funciona, então, *gerando desigualdades*.

A magnitude das disparidades adicionadas no segundo passo depende da distribuição dos desvios,  $F_U$ . Já a magnitude das disparidades em remuneração introduzidas no primeiro passo, essa depende de dois fatores: (a) da relação entre remuneração e características dos trabalhadores,  $h$ , e (b) da distribuição das características dos trabalhadores,  $F_X$ . Por um lado, dada uma relação entre remuneração e características dos trabalhadores, quanto mais heterogênea for a força de trabalho maiores serão as disparidades em remuneração. Por outro lado, e para um dado grau de heterogeneidade da força de trabalho, quanto mais sensível for a remuneração às características dos trabalhadores maiores serão as disparidades em remuneração.

Esse processo de formação da desigualdade em remuneração do trabalho pode ser mais bem visualizado quando a relação entre o logaritmo da remuneração e as características dos trabalhadores é linear, e utilizamos a variância dos logaritmos como medida de desigualdade em remuneração.<sup>16</sup> Nesse caso,  $h(x) = \beta \cdot x$  e<sup>17</sup>

$$Var[Ln(W)] = \beta^2 Var[X] + Var[U]$$

o que demonstra que a desigualdade em remuneração cresce com o grau de heterogeneidade da força de trabalho,  $Var[X]$ , com a sensibilidade da remuneração às características dos trabalhadores,  $\beta$ , e com a magnitude dos desvios em relação ao padrão de remuneração,  $Var[U]$ .

### 3.2 Hipóteses operacionais

Com o objetivo de tornar a especificação anterior operacionalmente útil para investigarmos a relação entre desigualdade e capital humano, suponhamos, adicionalmente, que:

<sup>16</sup> Vale ressaltar que, a despeito de sua utilidade analítica, a variância dos logaritmos não é uma medida de desigualdade adequada, uma vez que não satisfaz o princípio das transferências de Pigou-Dalton. É possível mostrar que transferências de pobres para ricos, apropriadamente selecionadas, podem levar a uma redução na variância dos logaritmos – ver Barros e Ramos (1989). Por esse motivo, a variância dos logaritmos não é uma das medidas que utilizamos para medir desigualdade.

<sup>17</sup> Nessa expressão assumimos também, implicitamente, que  $Cov[X, U] = 0$ .

$$h(X(q)) = h_1(X_1(q)) + h_2(X_2(q)) + h_3(X_3(q))$$

em que  $X_1$  denota o conjunto de características observáveis e de interesse do estudo;  $X_2$  um conjunto de outras características observáveis que não são de interesse imediato, e serão utilizadas apenas como controles; e, por fim,  $X_3$  denota um conjunto de características, observáveis ou não, as quais não serão, porém, tratadas explicitamente na análise. No primeiro grupo teremos apenas duas variáveis: escolaridade e idade, esta última utilizada como uma *proxy* para experiência no mercado de trabalho; e, como controles, utilizaremos gênero e cor. Dada essa hipótese, o logaritmo da remuneração do trabalho pode agora ser expresso como:

$$\ln(W(q)) = h_1(X_1(q)) + h_2(X_2(q)) + V(q)$$

em que

$$V(q) = h_3(X_3(q)) + U(q)$$

Em seguida, lançamos uma hipótese operacional adicional de que o par  $(X_1, X_2)$  é estocasticamente independente de  $V$ . Essa hipótese tem duas conseqüências fundamentais para a análise empírica desenvolvida neste capítulo. Em primeiro lugar, permite que, de posse de uma amostra representativa com informações para a trinca  $(W, X_1, X_2)$ , possamos obter estimativas para o par de funções  $(h_1, h_2)$ , regredindo-se  $\ln(W)$  contra o par  $(X_1, X_2)$ , uma vez que, sob essa hipótese,

$$E[\ln(W) | X_1, X_2] = h_1(X_1) + h_2(X_2).$$

Em segundo lugar, essa hipótese possibilita simplificar a relação entre a distribuição da remuneração do trabalho e seus determinantes. Na ausência dela teríamos que:

$$F_W = \Psi(h_1, h_2, F_{X_1, X_2, V})$$

isto é, a distribuição das remunerações seria uma função do par de funções  $(h_1, h_2)$ , bem como da distribuição conjunta da trinca  $(X_1, X_2, V)$ . A hipótese de independência permite simplificar essa expressão para:

$$F_W = \Psi(h_1, h_2, F_{X_1, X_2}, F_V)$$

Por fim, como mencionado antes,  $X_1 = (S, A)$ , em que  $S$  denota a escolaridade e  $A$  a idade. Assim, supondo que a função  $h_1$  também é separável, encontramos que:

$$h_1(X_1) = h_1(S, A) = m_S(S) + m_A(A)$$

De todas essas hipóteses segue-se, em particular, que:

$$E[Ln(W)|S, A, X_2] = m_S(S) + m_A(A) + h_2(X_2)$$

em que  $X_2$  inclui gênero e cor. Estimativas dessa expressão para o logaritmo da remuneração, com base na Pnad, para cada um dos anos da última década, são apresentadas na tabela A1 no apêndice.<sup>18</sup>

Em decorrência dessas hipóteses adicionais, tem-se que a distribuição dos trabalhadores segundo sua remuneração é determinada via:

$$F_W = \Psi(m_S, m_A, h_2, F_{S,A,X_2}, F_V)$$

### 3.3 A relação entre remuneração e escolaridade

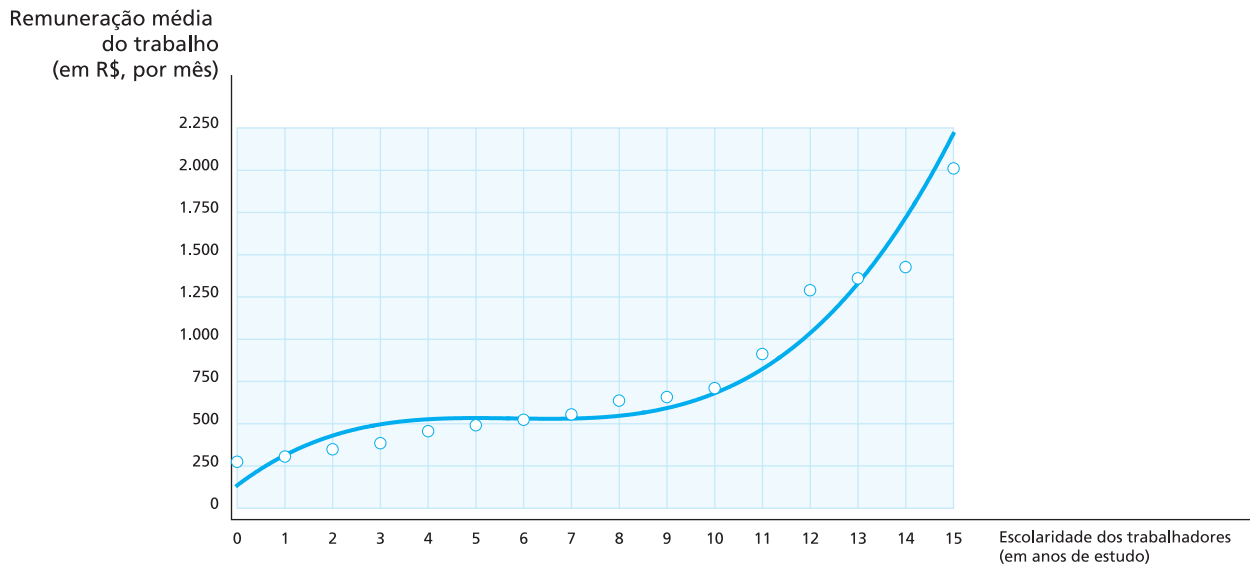
Segue-se, desse arcabouço, que a distribuição de remunerações se relaciona com a escolaridade por duas vias. Em primeiro lugar, porque a distribuição de rendimentos depende da distribuição de escolaridade e, em segundo, porque ela depende da função  $m_S$  que traduz diferenças em escolaridade em diferenças em remuneração. Quanto mais sensível à escolaridade for a remuneração, maior deverá ser a desigualdade em remuneração para uma dada distribuição de escolaridade. De fato, no limite, quando a escolaridade não influencia a remuneração teremos que  $m_S(s) = k$  (constante), e mudanças na distribuição da escolaridade não terão, nesse caso, qualquer impacto sobre a distribuição de remuneração.

Se  $m_S$  fosse uma função linear, sua inclinação estaria inequivocamente determinada. No caso geral, entretanto, a inclinação depende do ponto em que tal função é avaliada. O gráfico 2 apresenta a forma típica dessa relação, ao ilustrar uma relação a princípio côncava que depois se torna convexa, revelando, com isso, serem os primeiros (alfabetização) e os últimos (ensino superior) anos de estudo aqueles que maior impacto têm sobre a remuneração. O impacto da segunda fase do ensino fundamental é particularmente limitado.

<sup>18</sup> Nessas estimativas assumimos, adicionalmente, que a relação com a idade é quadrática.

## GRÁFICO 2

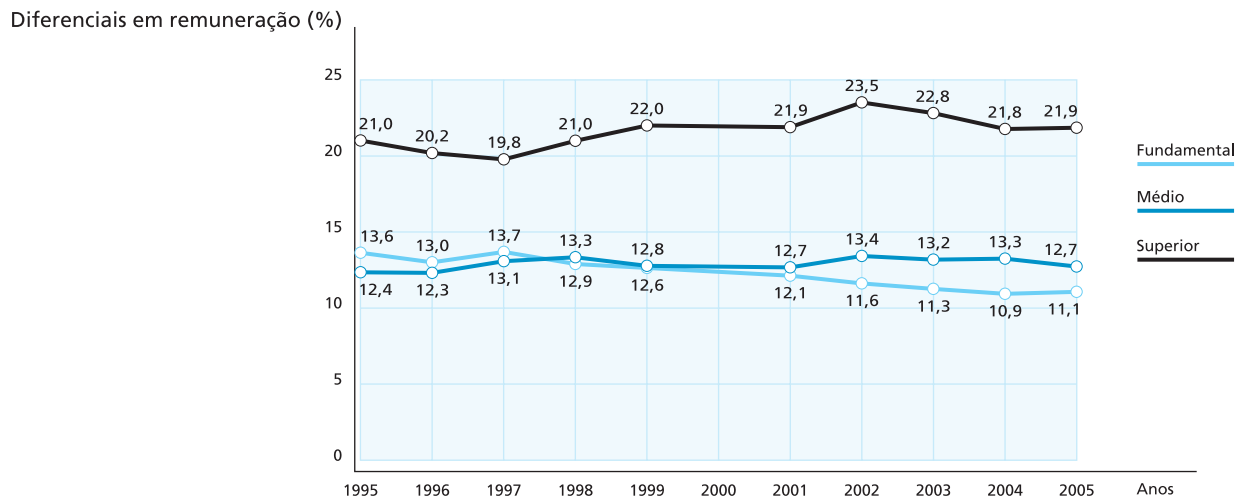
Relação entre escolaridade dos trabalhadores e remuneração média do trabalho



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

## GRÁFICO 3

Evolução dos diferenciais em remuneração por nível educacional – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

O gráfico 3 apresenta a evolução dos principais diferenciais em remuneração decorrentes de diferenças em escolaridade. Com vistas em facilitar sua interpretação, todos eles foram transformados em variações percentuais por ano adicional de estudo concluído com sucesso. Assim, o impacto da educação superior de quatro anos, por exemplo, é medido via:

$$100 \cdot \left( \text{Exp} \left( \frac{1}{4} \sum_{s=12}^{15} v_s(s) \right) - 1 \right)$$

em que  $v_s(s) = m_s(s) - m_s(s-1)$ .

Esse gráfico revela que no caso da educação fundamental a relação entre remuneração e escolaridade tornou-se menos inclinada ao longo da última década. Nos demais níveis a relação entre remuneração e escolaridade ou tornou-se mais inclinada, como no caso da educação superior, ou ficou estável, como no caso do ensino médio. Para obter um indicador geral da sensibilidade da remuneração à escolaridade calculamos a seguinte inclinação média:

$$\bar{v}_s = \frac{\sum_{s=1}^n a_s(s) v_s(s)}{\sum_{s=1}^n a_s(s)}$$

em que  $a_s(s)$  denota a proporção dos trabalhadores com, pelo menos,  $s$  anos de escolaridade, e  $n$  o número máximo de anos de escolaridade. Assim,

$$a_s(s) = \sum_{t=s}^n p_s(t)$$

em que  $p_s(s)$  denota a proporção dos trabalhadores com, exatamente,  $s$  anos de escolaridade. Tal expressão, portanto, pondera cada ganho de remuneração decorrente de um ano adicional de escolaridade,  $v_s(s)$ , pela proporção dos trabalhadores que se beneficiarão desse ganho, os quais são, por sua vez, a parcela de trabalhadores que alcançará ao menos essa escolaridade. É fácil verificar que:<sup>19</sup>

$$\bar{v}_s = \frac{\sum_{s=1}^n a_s(s) v_s(s)}{\sum_{s=1}^n a_s(s)} = \frac{\sum_{s=0}^n m_s(s) \cdot p_s(s)}{\sum_{s=0}^n s \cdot p_s(s)} = \frac{E[m_s(S)]}{E[S]}$$

<sup>19</sup> Para obtermos essas expressões, assumimos, como uma normalização, que  $m_s(0) = 0$ .

Note-se que, caso  $m_s$  fosse linear, isto é, se tivéssemos  $m_s(s) = \lambda \cdot s$ , então,  $\bar{v}_s = \lambda$ . Uma medida alternativa da sensibilidade da remuneração à escolaridade é dada pela razão entre o desvio-padrão de  $m_s(S)$  e o desvio padrão de  $S$ ,  $\tau_s$ , denotada por:

$$\tau_s = \sqrt{\frac{Var[m_s(S)]}{Var[S]}}$$

Também nesse caso, se  $m_s$  fosse linear (isto é,  $m_s(s) = \lambda \cdot s$ ), teríamos que  $\tau_s = \lambda$ .

No gráfico 4, apresentamos a evolução dessas duas medidas da sensibilidade da remuneração à escolaridade ao longo da última década. Para facilitar a interpretação, convertimos ambas em variações percentuais na remuneração, por ano adicional de escolaridade.<sup>20</sup> Com o objetivo de garantir que as variações resultem apenas de variações na relação  $m_s$ , e não da distribuição da escolaridade, padronizamos a distribuição de educação para ser aquela vigente no início do período (1995), ou seja, calculamos, para cada instante no tempo,  $t$ ,  $\bar{v}_s^t$  e  $\tau_s^t$  dados por:

$$\bar{v}_s^t = \frac{E[m_s^t(S^t)]}{E[S^t]}$$

e

$$\tau_s^t = \sqrt{\frac{Var[m_s^t(S^t)]}{Var[S^t]}}$$

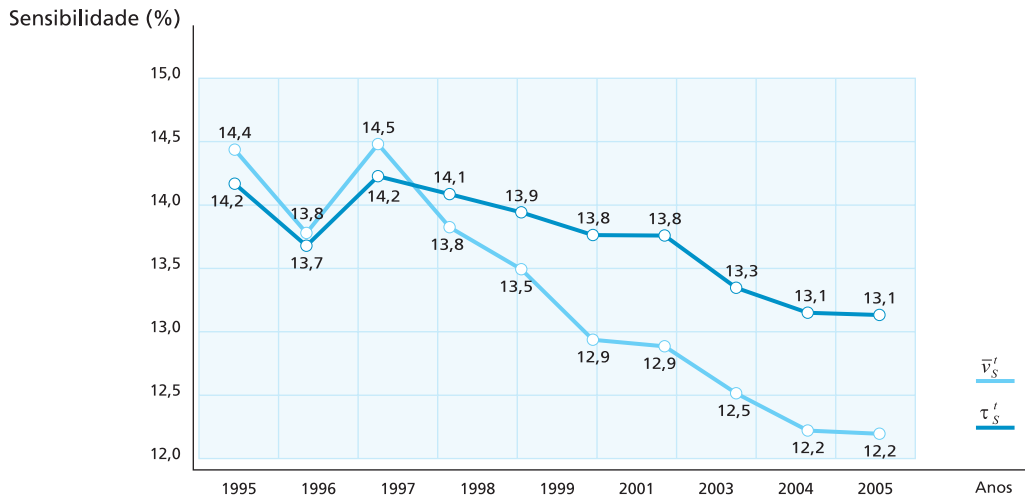
em que,  $m_s^t$  denota a relação entre remuneração e escolaridade no instante  $t$ , e  $S^t$  uma variável aleatória representativa da escolaridade no instante inicial (1995).

Esse gráfico revela que a sensibilidade média da remuneração do trabalho à escolaridade declinou ao longo da última década, em particular a partir de 1997. Entre 2001 e 2005, o declínio foi contínuo, e, portanto, inquestionavelmente esse foi um dos fatores que contribuíram para a queda recente na desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*.

<sup>20</sup> Assim, e mais especificamente, os valores no gráfico são:  $100 \cdot (Exp(\bar{v}_s^t) - 1)$  e  $100 \cdot (Exp(\tau_s^t) - 1)$

## GRÁFICO 4

Sensibilidade média da remuneração do trabalho  
à escolaridade – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

### 3.4 A desigualdade educacional

A relação entre remuneração e educação é responsável pela tradução das disparidades educacionais em diferenças de remuneração. Entretanto, essa relação é apenas a “lente” que traduz desigualdade educacional em desigualdade de renda. Caso todos os trabalhadores tivessem a mesma escolaridade não haveria desigualdade a ser traduzida, e a educação não contribuiria para a desigualdade de renda, independentemente de qual fosse a sensibilidade da remuneração à escolaridade. Assim, no que concerne à contribuição da educação para a desigualdade de renda, tão importante quanto a sensibilidade da remuneração do trabalho à educação é o grau de desigualdade educacional da força de trabalho.

O grau de desigualdade educacional da força de trabalho pode ser medido de várias formas. Uma medida natural,  $v_s$ , é a razão entre o desvio-padrão de  $m_s(S)$  e  $\bar{v}_s$ . Nesse caso,

$$v_s = \frac{\sqrt{\text{Var}[m_s(S)]}}{\bar{v}_s} = E[S] \cdot CV[m_s(S)]$$

Note-se que, se  $m_s$  fosse linear, isto é, se  $m_s(s) = \lambda \cdot s$ , teríamos que:

$$CV[m_s(S)] = CV[S]$$

e, portanto, que  $v_s = \sigma_s$ , em que  $\sigma_s$  denota o desvio-padrão da escola-

ridade: outra medida da desigualdade educacional da força de trabalho largamente utilizada.

O gráfico 5 apresenta a evolução dessas duas medidas de desigualdade educacional ao longo da última década. Como no caso da primeira medida a desigualdade pode variar mesmo que a distribuição de educação permaneça inalterada, em razão de possíveis mudanças na função  $m_s$ , optamos por avaliar a evolução da desigualdade educacional mantendo essa função inalterada e igual ao seu valor no início do período (1995). Em outras palavras, calculamos para cada ano  $t$ ,  $v_s^t$  dado por:

$$v_s^t = \frac{\sqrt{\text{Var}[m_s^t(S^t)]}}{v_s^1}$$

em que  $m_s^t$  denota a relação entre remuneração e escolaridade no ano inicial (1995), e  $S^t$  uma variável aleatória representando a escolaridade da força de trabalho no instante  $t$ .

Esse gráfico 5 revela uma evolução da desigualdade educacional da força de trabalho na forma de um U invertido, desigualdade essa que cresceu até o final da década passada e declinou daí em diante. Esse declínio é, portanto, um dos fatores responsáveis pela queda recente na desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*. O fato de a desigualdade educacional só ter começado a declinar após 2001-2002 é, potencialmente, uma das razões por que a queda na desigualdade em renda *per capita* só passou a ocorrer de forma mais acentuada depois de 2001.

Essa evolução da desigualdade educacional era esperada. Em geral, há uma relação, na forma de um U invertido, entre desigualdade educacional e escolaridade média (ver gráfico 6). Segundo essa relação, comumente denominada de *curva de Kuznets*, a desigualdade educacional só começa a declinar quando a escolaridade média da força de trabalho supera um nível mínimo, normalmente próximo a sete anos de estudo. Assim, o que ocorreu com a distribuição de educação da força de trabalho ao longo da última década não é nada inusitado. Ao contrário, e como mostra o gráfico 6, a desigualdade educacional passa a declinar precisamente quando a escolaridade média atinge sete anos.<sup>21</sup>

Esse gráfico 6 traz importantes implicações. De sua concavidade segue-se que, de agora em diante, a desigualdade educacional deve declinar a taxas crescentes. Além disso, revela que quanto mais rapidamente a escolaridade média crescer mais depressa a desigualdade educacional e, conseqüentemente, a desigualdade de renda, deverão declinar.

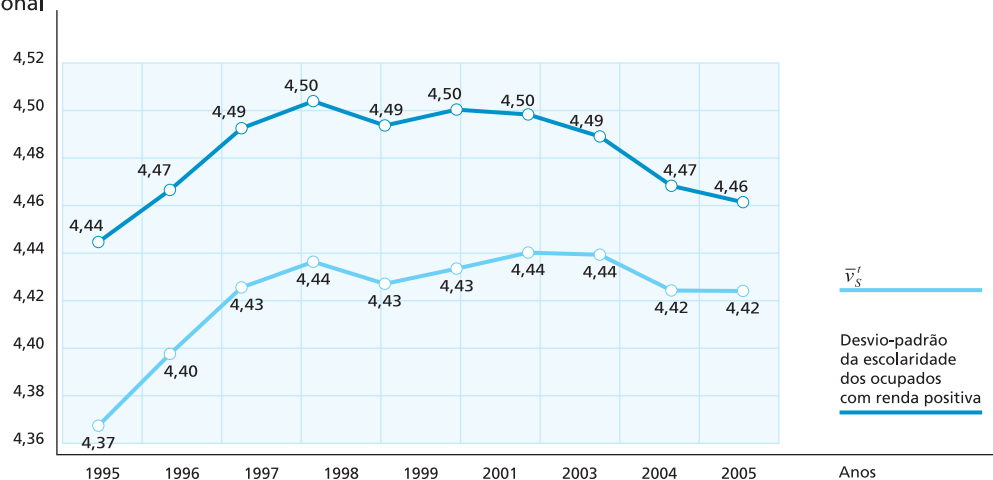
<sup>21</sup> Consideraram-se apenas os ocupados com renda positiva.



## GRÁFICO 5

Evolução do grau de desigualdade educacional da força de trabalho – 1995-2005

Grau de desigualdade educacional

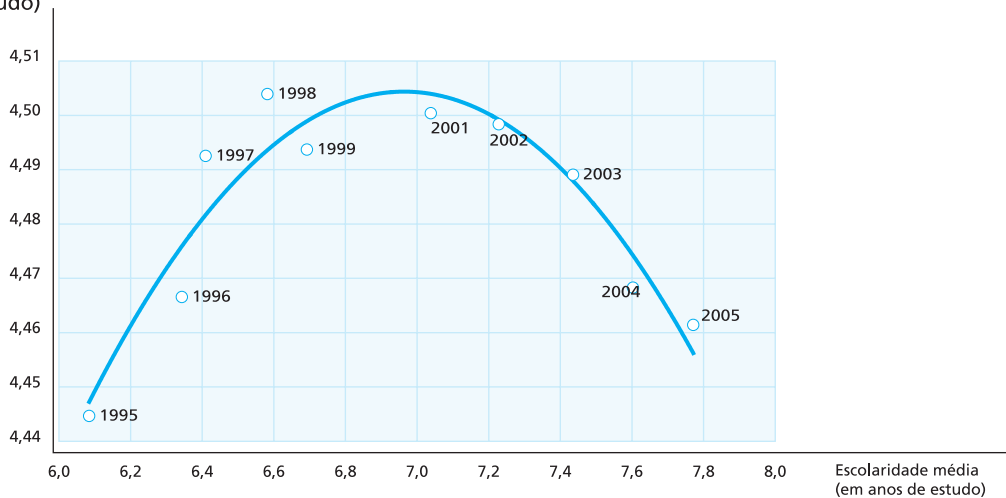


Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

## GRÁFICO 6

Evolução da desigualdade educacional dos ocupados<sup>1</sup> no Brasil – 1995 e 2005

Desvio-padrão da escolaridade (em anos de estudo)



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

Nota: <sup>1</sup> Ocupados com renda positiva.

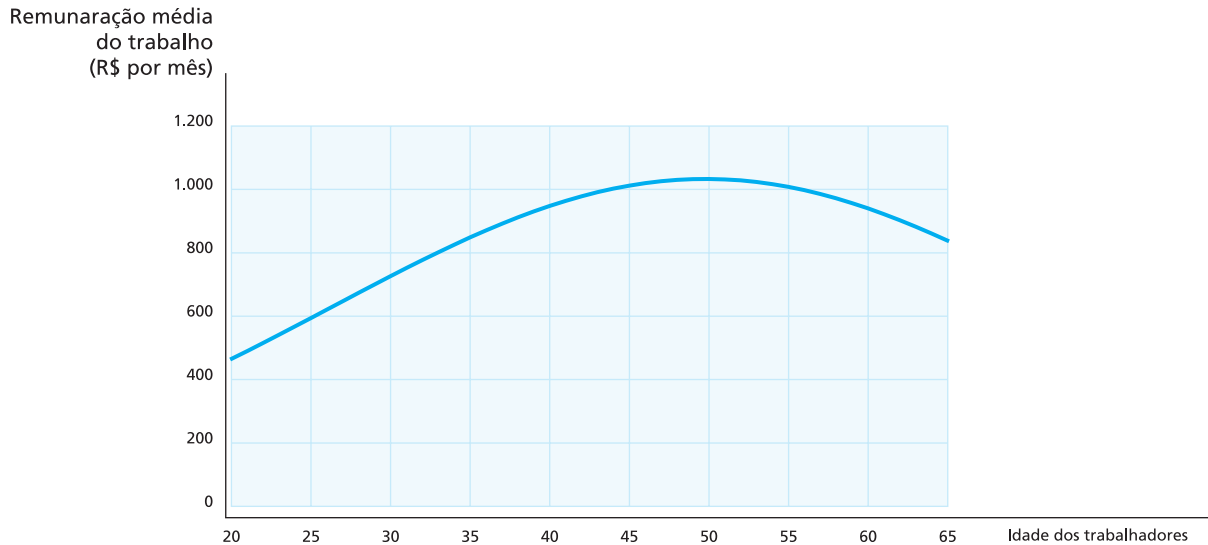
### 3.5 A relação entre remuneração e idade

Tal como a educação, a desigualdade na remuneração do trabalho se relaciona com a idade e, portanto, com a experiência dos trabalhadores, por duas vias. Em primeiro lugar, quanto mais demograficamente heterogênea é a força de trabalho maior deverá ser a desigualdade; e, em segundo, quanto mais sensível à idade for a remuneração maior será a desigualdade em remuneração para uma dada estrutura etária.

O gráfico 7 apresenta a forma típica da relação entre remuneração e idade, ou seja: a côncava. Portanto, são os primeiros anos de experiência no mercado de trabalho aqueles que mais impacto têm sobre a remuneração.

#### GRÁFICO 7

Relação entre idade dos trabalhadores e remuneração média do trabalho



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pnad de 2005.

Com o objetivo de obter um indicador da sensibilidade da remuneração à idade do trabalhador calculamos, tal como no caso da escolaridade, duas medidas de inclinação média:

$$\bar{v}_A = \frac{E[m_A(A)]}{E[A]}$$

e

$$\tau_A = \sqrt{\frac{Var[m_A(A)]}{Var[A]}}$$

No gráfico 8 apresentamos a evolução, ao longo da última década, dessas duas medidas da sensibilidade da remuneração à idade. Conforme feito no caso da educação, para garantir que as variações resultem apenas de mudanças na relação, e não na estrutura etária, padronizamos esta para ser a vigente no início do período (1995), isto é, calculamos para cada instante no tempo  $t$

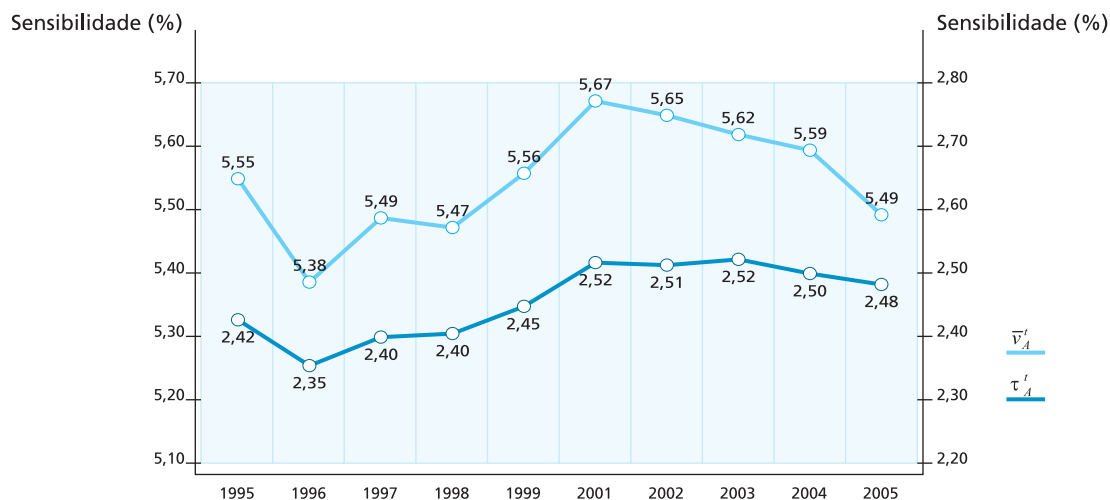
$$\bar{v}'_A = \frac{E[m'_A(A^t)]}{E[A^t]}$$

e

$$\tau'_A = \sqrt{\frac{Var[m'_A(A^t)]}{Var[A^t]}}$$

## GRÁFICO 8

Sensibilidade média da remuneração do trabalho à idade – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

Esse gráfico ilustra o fato de a sensibilidade média da remuneração do trabalho à idade ter se mantido praticamente constante durante os últimos dez anos. Entretanto, considerando apenas o último quadriênio observamos um ligeiro decréscimo dessa sensibilidade, o que revela poder ser esse um dos fatores responsáveis pela recente redução no grau de desigualdade de renda.

### 3.6 A desigualdade etária

A relação entre remuneração e idade é responsável por traduzir as disparidades etárias em diferenças de remuneração. Entretanto, e como no caso da educação, essa relação é apenas a “lente” que traduz desigualdade etária em desigualdade de renda. Caso todos os trabalhadores tivessem a mesma idade não haveria desigualdade a ser transmitida, e a idade não contribuiria para a desigualdade de renda. Assim, no que concerne à contribuição da idade para a desigualdade de renda, tão importante quanto a sensibilidade da remuneração do trabalho à idade é a heterogeneidade etária da força de trabalho.

O grau de heterogeneidade etária da força de trabalho pode ser medido de várias formas. Aqui também, tal qual no caso da escolaridade, teríamos duas medidas: uma natural seria o desvio-padrão da idade e, a outra, a razão entre o desvio-padrão de  $m_A(A)$  e  $\bar{v}_A$ .

O gráfico 9 apresenta a evolução de ambas as medidas de desigualdade etária ao longo da última década. Como a segunda pode variar mesmo que a distribuição etária permaneça inalterada, por causa de possíveis mudanças na função  $m_A$ , optamos por avaliar a evolução da desigualdade etária mantendo essa função inalterada e igual ao seu valor no início do período (1995). Em outras palavras, calculamos para cada ano  $t$ ,  $v_A^t$  dado por:

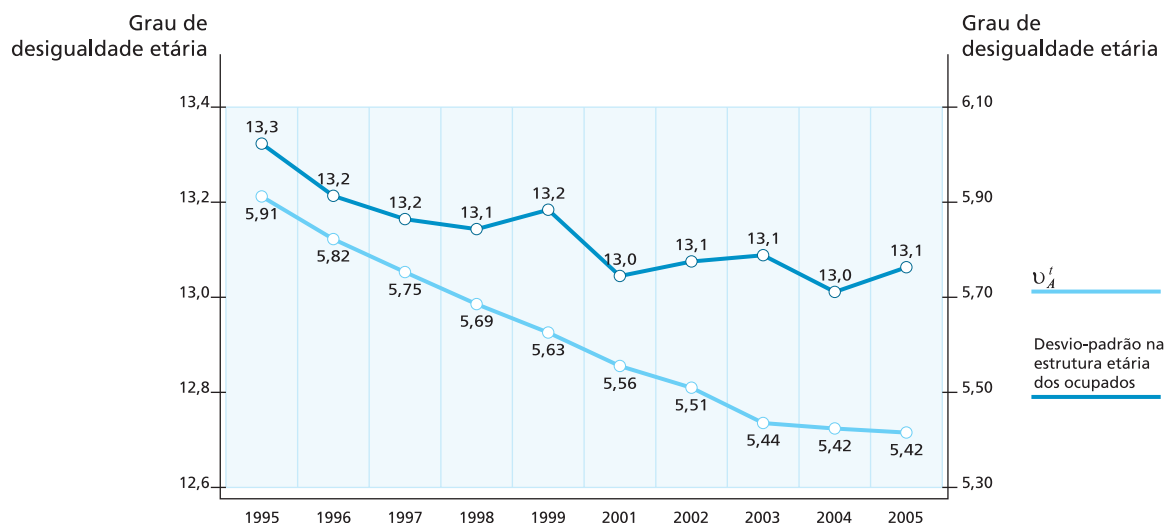
$$v_A^t = \frac{\sqrt{\text{Var}[m_A^t(A^t)]}}{v_A^I}$$

em que  $m_A^t$  denota a relação entre remuneração e idade no ano inicial (1995), e  $A^t$  uma variável aleatória representando a escolaridade da força de trabalho no instante  $t$ .

Esse gráfico ilustra uma ligeira redução na desigualdade etária da força de trabalho, que é um dos possíveis fatores para explicar a recente queda na desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*.

## GRÁFICO 9

Evolução do grau de heterogeneidade etária da força de trabalho – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005.

### 3.7 Sumário

Nesta seção, vimos que a contribuição da escolaridade e da idade para a desigualdade em remuneração do trabalho e, daí, para a desigualdade em renda familiar *per capita*, depende: (a) da sensibilidade da remuneração à essas características, e (b) do grau de heterogeneidade etária e em escolaridade da força de trabalho.

Empiricamente, verificamos que tanto a heterogeneidade etária como a desigualdade educacional da força de trabalho declinaram no último quadriênio e, portanto, ambas contribuíram para a redução recente da desigualdade de renda no País. Ao longo desse período, a sensibilidade da remuneração do trabalho, tanto à escolaridade quanto à idade, também declinou, o que contribuiu para a queda na desigualdade.

Embora tenhamos identificado os fatores que contribuíram para a recente queda na desigualdade, a metodologia utilizada nesta seção não permite que avaliemos a magnitude das contribuições. Assim, nas próximas duas seções apresentamos, e utilizamos, uma metodologia capaz de isolar e quantificar a contribuição de cada um desses fatores.

## 4 METODOLOGIA

Apresentamos, aqui, uma metodologia capaz de isolar a contribuição para a queda na desigualdade do conjunto das mudanças no capital humano da força de trabalho, assim como a de cada tipo de capital humano considerado. Além disso, permite que se isole, em cada um desses casos, a contribuição direta das mudanças na heterogeneidade da força de trabalho (*efeito quantidade*), da contribuição devida a mudanças na relação entre remuneração e capital humano (*efeito preço*).<sup>22</sup>

A metodologia ora apresentada se baseia em simulações contrafactuais similares àquelas utilizadas na seção 2 para isolar a contribuição das mudanças na distribuição do rendimento do trabalho para a queda na desigualdade de renda. Os procedimentos necessários para isolar a contribuição conjunta das mudanças no capital humano da força de trabalho, bem como para isolar a contribuição de cada tipo de capital humano são análogos.

Com o objetivo de descrever a metodologia são úteis as seguintes expressões alternativas para o logaritmo da remuneração:

$$\ln(W) = m_S(S) + m_A(A) + \tilde{V}_T$$

em que  $\tilde{V}_T = h_2(X_2) + V$ . Objetivando ressaltar o papel da escolaridade expressaremos o logaritmo da remuneração via:

$$\ln(W) = m_S(S) + \tilde{V}_S$$

na qual  $\tilde{V}_S = m_A(A) + h_2(X_2) + V$ . De forma similar, para ressaltar o papel da idade expressaremos o logaritmo da remuneração por:

$$\ln(W) = m_A(A) + \tilde{V}_A$$

em que  $\tilde{V}_A = m_S(S) + h_2(X_2) + V$ . Adicionalmente, utilizaremos a seguinte notação: (a)  $Z_T = m_S(S) + m_A(A)$ , (b)  $Z_S = m_S(S)$ , e (c)  $Z_A = m_A(A)$ . Assim, segue-se que:

$$\ln(W) = Z_H + \tilde{V}_H$$

para  $H = T, S, A$ .

### 4.1 O impacto combinado

A contribuição *combinada* dos efeitos *preço* e *quantidade* para o conjunto dos componentes do capital humano ( $H = T$ ), assim como para a escolaridade ( $H = S$ ) e a idade ( $H = T$ ), separadamente, pode ser

<sup>22</sup> Ver o diagrama 1 para uma melhor visualização desses diversos componentes.

obtida a partir da seguinte expressão para a remuneração do trabalho e correspondente renda *per capita* contrafactuais:

$$\tilde{Y}_H^C(i) = \tilde{O}^F(i) + \frac{1}{\tilde{M}^F(i)} \sum_{q \in \tilde{\Omega}^F(i)} W_H^C(q)$$

$$W_H^C(q) = \text{Exp}\left(Z_H^C(q) + \tilde{V}_H^F(q)\right)$$

em que

$$Z_H^C(q) = F_{Z_H^I}^{-1}\left(F_{Z_H^F}\left(Z_H^F(q)\right)\right)$$

Note-se que, nesse caso,  $F_{Z_H^C} = F_{Z_H^I}$ . Portanto, as distribuições de  $W_T^C$  e  $\tilde{Y}_T^C$ , por exemplo, seriam aquelas observadas no ano final da análise caso, tudo mais constante, a distribuição de capital humano da força de trabalho,  $F_{S,A}$ , e a relação entre remuneração e capital humano,  $m_S + m_A$ , fossem as vigentes no início do período.

Da mesma forma, as distribuições de  $W_S^C$  e  $\tilde{Y}_S^C$  seriam observadas no ano final da análise caso, tudo mais constante, apenas a distribuição de escolaridade da força de trabalho,  $F_S$ , e a relação entre remuneração e escolaridade,  $m_S$ , fossem as vigentes no início do período.

Por conseguinte, a contribuição combinada dessas mudanças para a redução na desigualdade de remuneração do trabalho pode ser obtida via:

$$\alpha_{H,W}^C = \frac{\Theta(F_{W^F}) - \Theta(F_{W_H^C})}{\Theta(F_{W^F}) - \Theta(F_{W^I})}$$

e a contribuição para a redução na desigualdade em renda *per capita* via:

$$\alpha_{H,\tilde{Y}}^C = \frac{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}_H^C})}{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}^I})}$$

para  $H = T, S, A$ .

## 4.2 O efeito preço

Visando a isolar a contribuição das mudanças na relação da remuneração com o capital humano (*efeito preço*), recorreremos aos seguintes contrafactuais:

$$\tilde{Y}_H^P(i) = \tilde{O}^F(i) + \frac{1}{\tilde{M}^F(i)} \sum_{q \in \tilde{\Omega}^F(i)} W_H^P(q)$$

$$W_H^P(q) = \text{Exp}\left(Z_H^P(q) + \tilde{V}_H^F(q)\right)$$

em que

$$Z_T^P(q) = m_S^I(S^F(q)) + m_A^I(A^F(q))$$

$$Z_S^P(q) = m_S^I(S^F(q))$$

e

$$Z_A^P(q) = m_A^I(A^F(q))$$

Note-se que, nesse caso, as distribuições de  $W_T^P$  e  $\tilde{Y}_T^P$  seriam aquelas observadas no ano final da análise caso, tudo mais constante, apenas a relação entre remuneração e capital humano,  $m_S + m_A$ , fosse a vigente no início do período. Analogamente, as distribuições de  $W_S^P$  e  $\tilde{Y}_S^P$  seriam observadas no ano final da análise caso, tudo mais constante, apenas a relação entre remuneração e escolaridade,  $m_S$ , fosse a vigente no início do período. Logo, a contribuição das mudanças na relação da remuneração do trabalho com o capital humano, para a redução na desigualdade de remuneração do trabalho, pode ser obtida via:

$$\alpha_{H,W}^P = \frac{\Theta(F_{W^F}) - \Theta(F_{W_H^P})}{\Theta(F_{W^F}) - \Theta(F_{W^I})}$$

e a contribuição para a redução na desigualdade em renda *per capita* via:

$$\alpha_{H,\tilde{Y}}^P = \frac{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}_H^P})}{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}^I})}$$

para  $H = T, S, A$ .

### 4.3 O efeito quantidade

Para obter a contribuição das mudanças na distribuição dos trabalhadores, segundo seu capital humano (*efeito quantidade*), construímos a seguinte remuneração do trabalho e correspondente renda *per capita* contrafactuais:



$$\tilde{Y}_H^Q(i) = \tilde{O}^F(i) + \frac{1}{M^F(i)} \sum_{q \in \Omega^F(i)} W_H^Q(q)$$

e

$$W_H^Q(q) = \text{Exp}(Z_H^Q(q) + \tilde{V}_H^F(q))$$

em que

$$Z_H^Q(q) = F_{Z_H^*}^{-1}(F_{Z_H^*}(Z_H^F(q)))$$

e

$$Z_T^*(q) = m_S^F(S^I(q)) + m_A^F(A^I(q))$$

$$Z_S^*(q) = m_S^F(S^I(q))$$

$$Z_A^*(q) = m_A^F(A^I(q))$$

Note-se que, por construção,  $F_{S^Q} = F_{S^I}$  e  $F_{A^Q} = F_{A^I}$ . Assim, as distribuições de  $W_T^Q$  e  $Y_T^Q$  seriam aquelas observadas no ano final da análise caso, tudo mais constante, somente a distribuição de escolaridade da força de trabalho,  $F_S$ , e respectiva estrutura etária,  $F_A$ , fossem as vigentes no início do período.<sup>23</sup> De forma análoga, as distribuições de  $W_S^Q$  e  $Y_S^Q$  seriam as observadas no ano final da análise caso, tudo mais constante, apenas a distribuição de escolaridade da força de trabalho,  $F_S$ , fosse a vigente no início do período. Logo, a contribuição das mudanças na composição da força de trabalho, para a redução na desigualdade em remuneração do trabalho, pode ser obtida via:

$$\alpha_{H,W}^Q = \frac{\Theta(F_{W^F}) - \Theta(F_{W_H^Q})}{\Theta(F_{W^F}) - \Theta(F_{W^I})}$$

e a contribuição para a redução na desigualdade em renda *per capita* via:

$$\alpha_{H,\tilde{Y}}^Q = \frac{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}_H^Q})}{\Theta(F_{\tilde{Y}^F}) - \Theta(F_{\tilde{Y}^I})}$$

para  $H = T, S, A$ .

## 5 RESULTADOS

Estimativas da contribuição das mudanças na distribuição etária, e por nível educacional da força de trabalho, bem como nas relações

<sup>23</sup> Vale ressaltar que esse procedimento não garante que a distribuição conjunta da escolaridade e da idade,  $F_{S,A}$  passe a ser igual àquela do início do período. Garante apenas que ambas as distribuições marginais passem a ser a do início do período. A associação entre as duas variáveis continua a ser a vigente no final do período.

entre o rendimento e o capital humano dos trabalhadores, para explicar a recente queda na desigualdade em rendimento do trabalho e em renda *per capita*, são apresentadas nas tabelas 3A e 3B. A metodologia utilizada é a proposta na seção anterior.

TABELA 3A

Redução na desigualdade<sup>1</sup> em remuneração do trabalho e em renda *per capita* – 2001-2005

Renda e característica	2001	Desigualdade em 2005 com preço e quantidade de 2001	Desigualdade em 2005 com preço de 2001	Desigualdade em 2005 com quantidade de 2001	2005
Remuneração do trabalho					
Idade e escolaridade	0,564	0,554	0,547	0,548	0,542
Idade	0,564	0,544	0,543	0,543	0,542
Escolaridade	0,564	0,551	0,547	0,546	0,542
Renda <i>per capita</i>					
Idade e escolaridade	0,593	0,574	0,569	0,570	0,566
Idade	0,593	0,567	0,566	0,567	0,566
Escolaridade	0,593	0,571	0,569	0,567	0,566

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pnad de 2001 e 2005.

Nota: <sup>1</sup> Medida pelo índice de Gini.

TABELA 3B

Contribuições para a redução na desigualdade<sup>1</sup> em remuneração do trabalho e em renda *per capita* – 2001-2005

Renda e característica	Preço e quantidade	(Em %)	
		Preço	Quantidade
Remuneração do trabalho			
Idade e escolaridade	53,2	20,5	25,8
Idade	7,27	1,10	5,07
Escolaridade	39,3	19,7	16,8
Renda <i>per capita</i>			
Idade e escolaridade	28,7	10,8	13,6
Idade	2,16	-1,24	1,46
Escolaridade	19,3	12,0	4,75

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 2001 e 2005.

Nota: <sup>1</sup> Medida pelo índice de Gini.

## 5.1 Escolaridade

Conforme demonstrado por diversos estudos,<sup>24</sup> grande parte da desigualdade em remuneração do trabalho decorre de diferenças de escolaridade entre trabalhadores. Nesse caso, o mercado de trabalho funciona como um tradutor da desigualdade educacional em desigualdade de remuneração.

<sup>24</sup> Almeida Reis e Barros (1990;1991), Courseuil e Santos (2005), Hérran (2005) e Menezes-Filho (2001).

Como vimos na seção 3, a desigualdade revelada pelo mercado de trabalho não é determinada somente pela magnitude da desigualdade educacional entre os trabalhadores. Ela depende também da forma como o mercado valoriza essas diferenças em escolaridade. Em alguns mercados, pequenas diferenças educacionais podem levar a pequenos diferenciais de remuneração, enquanto em outros essas mesmas diferenças educacionais podem acarretar diferenciais substanciais em remuneração.

Portanto, a desigualdade de renda revelada pelo mercado depende tanto da desigualdade educacional como da magnitude das diferenças em remuneração entre trabalhadores com distintos níveis de escolaridade (diferenças em remuneração por nível educacional). Dados dois mercados com igual desigualdade educacional, o que apresentar menor diferencial em remuneração por nível educacional terá também a menor desigualdade de renda revelada. Analogamente, entre dois mercados que valorizem, igualmente, diferenças em escolaridade, aquele que apresentar menor desigualdade educacional terá também a menor desigualdade de renda revelada.

Logo, para que a escolaridade tenha contribuído para a queda da desigualdade em remuneração e, conseqüentemente, para a queda da desigualdade em renda familiar *per capita*, é necessário que ou a desigualdade educacional da força de trabalho, ou os diferenciais de remuneração por nível educacional, ou ambos, tenham declinado. Ao longo do período 2001-2005, conforme foi visto na seção 3, ambos declinaram, contribuindo, assim, para a queda da desigualdade em renda *per capita* e em renda do trabalho por trabalhador.

Apresentando estimativas dessas contribuições, a tabela 3B mostra que as mudanças associadas à escolaridade foram responsáveis por quase 40% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho entre 2001 e 2005, e por quase 20% da queda na desigualdade em renda familiar *per capita*. A decomposição da contribuição da educação revela que a redução na sensibilidade da remuneração do trabalho à educação (*efeito preço*) foi o fator mais importante. Apenas essa mudança contribuiu com quase 20% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e com 12% da queda na desigualdade em renda *per capita*. O impacto direto das mudanças na escolaridade da força de trabalho (*efeito quantidade*) foi menor, respondendo por 17% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por 5% da queda na desigualdade em renda *per capita*.

Assim, enquanto os efeitos *preço* e *quantidade* da escolaridade sobre a desigualdade em remuneração do trabalho são de magnitudes similares,

com relação à desigualdade em renda *per capita* o efeito *preço* é mais de duas vezes maior que o correspondente efeito *quantidade*. De fato, enquanto a redução na desigualdade educacional da força de trabalho foi responsável por apenas 5% da queda na desigualdade em renda *per capita*, a redução na sensibilidade da remuneração do trabalho à escolaridade respondeu por 12% dessa queda.

## 5.2 Idade e experiência no mercado de trabalho

A produtividade intrínseca dos trabalhadores não é determinada apenas pela escolaridade que possuem. Sua experiência geral no mercado de trabalho e, em particular, no posto que ocupam também importa. Conseqüentemente, parte da desigualdade revelada pelo mercado de trabalho tem origem nos diferenciais de experiência entre trabalhadores. Cerca de 10% da desigualdade brasileira em remuneração do trabalho resulta dessas disparidades.<sup>25</sup>

Como vimos na seção 3, tanto a heterogeneidade etária da força de trabalho como os diferenciais em remuneração por idade ou experiência no mercado de trabalho vêm declinando a partir de 2001, o que contribuiu para a queda das desigualdades em remuneração e em renda familiar *per capita*. Entretanto, como esse declínio tem sido muito lento, sua contribuição para a queda da desigualdade foi limitada.

Trazendo estimativas de tais contribuições, a tabela 3B mostra que as mudanças associadas à idade ou à experiência no mercado de trabalho foram responsáveis por cerca de 7% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, entre 2001 e 2005; e por somente 2% da queda na desigualdade em renda familiar *per capita*. A decomposição da contribuição da idade revela que a redução na sensibilidade da remuneração do trabalho à idade (*efeito preço*) não foi o fator mais importante. O impacto direto das mudanças na estrutura etária da força de trabalho (*efeito quantidade*) foi o fator mais importante, respondendo por 5% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por pouco menos de 2% da queda na desigualdade em renda *per capita*.

## 5.3 Idade e escolaridade

A contribuição conjunta de idade e de escolaridade para a redução na desigualdade em renda do trabalho por trabalhador, e em renda *per capita*, é também apresentada na tabela 3B. As estimativas revelam que as mudanças associadas a essas duas características foram responsáveis por cerca de 50% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho entre 2001 e 2005, e por quase 30% da queda na desigualdade em renda familiar *per capita*.

<sup>25</sup> Ver Herrán (2005).

Ao contrário do que vimos quando analisamos, separadamente, a decomposição da contribuição da escolaridade, a decomposição da contribuição conjunta revela que a redução na sensibilidade da remuneração à idade e educação (*efeito preço*) não foi o fator mais importante. Essa mudança contribuiu com quase 21% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e com 11% da queda na desigualdade em renda *per capita*. O impacto direto das mudanças na escolaridade e na experiência da força de trabalho (*efeito quantidade*) foi um pouco maior, respondendo por quase 26% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por cerca de 14% da queda na desigualdade em renda *per capita*.

Por fim, vale ressaltar que os efeitos *preço* e *quantidade* da idade e da escolaridade, tanto sobre a desigualdade em remuneração do trabalho quanto sobre a desigualdade em renda *per capita*, são de magnitudes similares.

## 6 SUMÁRIO E CONCLUSÕES

Entre 2001 e 2005, a desigualdade de rendimentos do trabalho declinou contribuindo com cerca da metade da queda da desigualdade em renda familiar *per capita*. Embora a redução na desigualdade de rendimentos do trabalho venha ocorrendo, sistematicamente, desde o Plano Real, segundo alguns indicadores como, por exemplo, o coeficiente de Gini, esse processo se intensificou no período recente.

Neste capítulo, buscamos avaliar a contribuição conjunta da acelerada expansão educacional ocorrida na última década, bem como das concomitantes mudanças na estrutura etária, com conseqüentes mudanças na experiência da força de trabalho, para essa queda recente na desigualdade de renda. Além disso, procuramos decompor essa contribuição em dois efeitos: um devido a reduções no grau de desigualdade educacional e na estrutura etária (*efeito quantidade*), e outro devido a reduções na sensibilidade das remunerações a essas duas variáveis (*efeito preço*). Estendendo a literatura existente, buscamos também isolar as contribuições devidas ao progresso educacional daquelas relacionadas às mudanças na estrutura etária da força de trabalho.

Os resultados obtidos demonstram que um dos principais fatores responsáveis por essa queda da desigualdade de rendimentos do trabalho foi a redução nos diferenciais de remuneração por nível educacional (*efeito preço*).

“Os resultados obtidos demonstram que um dos principais fatores responsáveis por essa queda da desigualdade de rendimentos do trabalho foi a redução nos diferenciais de remuneração por nível educacional (efeito preço).

De fato, essa queda nos diferenciais de remuneração por nível educacional data de, pelo menos, 1995, mas se intensificou entre 2001 e 2005. Antes de 2001, seus efeitos não eram tão visíveis porque o crescimento da desigualdade educacional na força de trabalho os anulava.”

Somente essa redução na sensibilidade da remuneração do trabalho à educação contribuiu com quase 20% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e com 12% da queda na desigualdade em renda *per capita*. A partir de 2001-2002, o grau de desigualdade educacional da força de trabalho também declinou, o que seguramente contribuiu para a queda recente na desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*. Esse impacto foi menor, respondendo por 17% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por apenas 5% da queda na desigualdade em renda *per capita*.

No que concerne à idade e à experiência, os resultados obtidos revelam que tanto a heterogeneidade etária da força de trabalho como os diferenciais em remuneração por idade ou experiência no mercado de trabalho vêm declinando a partir de 2001. Entretanto, esse declínio tem sido muito lento e, portanto, sua contribuição para a queda das desigualdades em remuneração e em renda familiar *per capita* foi bastante limitada.

As mudanças associadas à idade ou à experiência no mercado de trabalho foram responsáveis por cerca de 7% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho entre 2001 e 2005, e por apenas 2% da queda na desigualdade em renda familiar *per capita*. A decomposição da contribuição da idade revela não ter sido a redução na sensibilidade da remuneração do trabalho à idade (*efeito preço*) o fator mais importante, e sim o impacto direto das mudanças na estrutura etária da força de trabalho (*efeito quantidade*), o qual respondeu por 5% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por pouco menos de 2% da queda na desigualdade em renda *per capita*.

Em suma, ao longo do último quadriênio vimos que: (a) tanto a heterogeneidade etária como a desigualdade educacional da força de trabalho declinaram, e (b) tanto a sensibilidade da remuneração do trabalho à escolaridade quanto à idade também declinaram, contribuindo, portanto, para a queda das desigualdades em remuneração e em renda familiar *per capita* no País.

## 7 REFERÊNCIAS

ALMEIDA REIS, J. G.; BARROS, R. P. de. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 20, n. 3, dez. 1990.

\_\_\_\_\_. Wage Inequality and the distribution of education: a study of the evolution of the regional differences in inequality in metropolitan Brazil. **Journal of Development Economics**, n. 36, p. 117-143, 1991.

BARROS, R. P.; RAMOS, L. Medidas de desigualdade. In: III ESCOLA DE SÉRIES TEMPORAIS E ECONOMETRIA. Rio de Janeiro, jul. 1989.

BARROS, R. P. de et al. Conseqüências e causas imediatas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Parcerias Estratégicas**. Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE), n. 22, p. 89-119, 2006a. Edição especial: análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad 2004).

\_\_\_\_\_. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**. Rio de Janeiro: Universidade Federal Fluminense (UFF), v. 8, n. 1, p. 117-147, 2006b. Revista do Programa de Pós-Graduação em Economia.

BARROS, R. P. de; COURSEUIL, C. H.; LEITE, P. Labor market and poverty in Brazil. **Revista de Econometria**. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), v. 19, n. 2, nov. 1999.

BARROS, R. P. de; GANUZA, E.; VOS, R. Labour market adjustment, poverty and inequality during liberalization. In: VOS, R.; TAYLOR, L.; BARROS, R. P. de. **Economic liberalization, distribution and poverty: Latin American in the 1990s**. Massachusetts: Edward Elgar, 2002.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Education and equitable economic development. **Economia**, v. 1, n. 1, jan. 2000.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. Geração e reprodução da desigualdade de renda no Brasil. In: IPEA. **Perspectivas da economia brasileira: 1994**. Rio de Janeiro: Ipea, p. 471-490, 1993.

\_\_\_\_\_. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **A economia brasileira em perspectiva: 1996**. Rio de Janeiro, Ipea, v. 2, p. 421-474, 1996.



BECKER, G.; CHISWICK, B. R. Education and the distribution of earnings. **American Economic Review**, v. 56, n. 1/2, p. 358-369, may 1966.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. Decomposing changes in the distribution of household incomes: methodological aspects. In: BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LUSTIG, N. (Eds.). **The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America**. Washington: The World Bank, 2004, p. 83-124.

CASTELLO BRANCO, R. **Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiência brasileira**. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas (FGV), 1979.

COURSEUIL, C. H.; SANTOS, D. Fatores que determinam o nível salarial no setor informal brasileiro. In: COURSEUIL, C. H. et al. (Eds.). **Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: Ministério do Trabalho e Emprego e Ipea, out. 2005.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. **Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach**. Cambridge, National of Bureau of Economic Research, april 1995. (Working Paper, n. 5.093).

FEI, J. C. H.; RANIS, G.; KUO, S. W. Y. **Growth with equity**. Oxford: Oxford University Press, 1979.

FERREIRA, F. F. G.; BARROS, R. P. de. **The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, abr. 1999, 52 p. (Texto para Discussão, 404).

FERREIRA, F. et al. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, jun. 2006.

HERRÁN, C. A. **Reduzindo a pobreza e a desigualdade no Brasil**. Brasília: Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), 2005.

HOFFMANN, R. As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 2, jun. 2005.

\_\_\_\_\_. Brasil, 2004: menos pobres e menos ricos. **Parcerias Estratégicas**. Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE), n. 22, p. 77-87, 2006a. Edição especial: Análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad 2004).

\_\_\_\_\_. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil em cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8 n. 1, jun. 2006b.



JUHN, C.; MURPHY, K.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 3, p. 410-442, 1993.

LAM, D.; LEVINSON, D. Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings, population studies center. **Research Support**. University of Michigan, Ann Arbor, MI, n. 89-170, 1989.

\_\_\_\_\_. Idade, experiência e diferenciais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 20, n. 2, 1990.

LAM, D.; SCHOENI, D. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 4, 1994.

LANGONI, C. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. 3 ed. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas (FGV), 2005.

LEAL, C.; WERLANG, S. Educação e distribuição de renda. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (Orgs.). **Distribuição de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991.

MACHADO, J.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, p. 445-465, 2005.

MEDEIROS, J. Alcance e limitações da teoria do capital humano: diferenças de ganhos no Brasil em 1973. **Ensaio Econômico**. São Paulo: IPE/USP, n. 17, 1982.

MENEZES-FILHO, N. A. (Org.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa/FGV, p. 13-50, 2001.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising human capital but constant inequality: the education composition effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas (FGV), v. 60, p. 200-250, 2006.

RAMOS, L.; TRINDADE, C. Educação e desigualdade de salários no Brasil: 1977/89. **Perspectivas da Economia Brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 1992.

SATTINGER, M. Assignment models of the distribution of earnings. **Journal of Economic Literature**, v. XXXI, p. 831-880, jun. 1993.

SENNA, J. Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas (FGV), vol. 30, n. 2, p. 163-193, 1976.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995-2004. **Econômica**. Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, jun. 2006.

TINBERGEN, J. On the theory of income distribution, *Welwirtsch. Arch*77(2), p. 155-173, 1956.

\_\_\_\_\_. **Income distribution: analysis and policies**. Amsterdam: North-Holland, 1975.

VELLOSO, J. **Human capital and market segmentation: an analysis of the distribution of earnings in Brazil**. Stanford, CA: Stanford University, 1975. (Unpublished Ph.D. Dissertation).

## APÊNDICE

### TABELA A1

Impacto das características dos trabalhadores sobre sua remuneração

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Intercepto	2,939	3,060	2,955	3,005	2,915	2,871	2,835	2,772	2,808	2,895
Idade	0,092	0,090	0,091	0,091	0,092	0,093	0,093	0,092	0,092	0,090
Idade ao quadrado	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
Escolaridade (em anos de estudo)										
1	0,154	0,173	0,199	0,176	0,151	0,139	0,147	0,159	0,106	0,105
2	0,316	0,280	0,292	0,270	0,251	0,244	0,269	0,252	0,246	0,238
3	0,421	0,396	0,427	0,390	0,384	0,338	0,355	0,339	0,343	0,336
4	0,622	0,595	0,617	0,578	0,566	0,530	0,529	0,524	0,511	0,507
5	0,730	0,673	0,738	0,680	0,661	0,623	0,625	0,581	0,583	0,580
6	0,824	0,774	0,803	0,752	0,728	0,704	0,670	0,672	0,642	0,644
7	0,870	0,818	0,853	0,823	0,783	0,738	0,754	0,732	0,696	0,703
8	1,023	0,979	1,027	0,971	0,952	0,916	0,880	0,854	0,831	0,840
9	1,030	1,013	1,053	1,009	0,946	0,920	0,890	0,868	0,843	0,873
10	1,156	1,108	1,159	1,104	1,086	1,037	1,008	0,967	0,965	0,950
11	1,373	1,328	1,396	1,347	1,313	1,274	1,258	1,226	1,204	1,200
12	1,690	1,602	1,645	1,629	1,626	1,624	1,585	1,567	1,556	1,547
13	1,731	1,659	1,784	1,687	1,686	1,641	1,686	1,610	1,590	1,600
14	1,842	1,787	1,828	1,825	1,818	1,753	1,749	1,727	1,658	1,648
15	2,136	2,063	2,118	2,110	2,109	2,066	2,103	2,048	1,992	1,991
16	2,352	2,266	2,348	2,357	2,330	2,311	2,307	2,241	2,240	2,220
17	2,682	2,598	2,745	2,707	2,634	2,689	2,777	2,654	2,684	2,677
Sexo (homem)	0,591	0,551	0,561	0,534	0,546	0,521	0,534	0,538	0,536	0,521
Cor (branca)	0,273	0,276	0,264	0,251	0,260	0,258	0,249	0,274	0,261	0,236
Interação de sexo e cor	0,017	0,020	0,026	0,021	0,005	0,008	-0,003	-0,004	-0,003	0,001

Fonte: Estimativas produzidas com base nas Pnads de 1995 a 2005, porém a Pnad não foi a campo em 2000.

# CAPÍTULO 27

## Uma Decomposição da Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil: 1995-2005

Miguel Nathan Foguel\*

João Pedro Azevedo\*

### 1 INTRODUÇÃO

O Brasil convive com um dos mais elevados níveis de desigualdade de renda do mundo.<sup>1</sup> Embora continue ocupando um patamar bastante alto, a concentração de renda no País vem apresentando, nos últimos anos, uma trajetória de queda contínua. De fato, como mostram o Ipea (2006) e os autores dos capítulos da primeira parte do volume 1 deste livro, várias medidas de desigualdade de renda declinaram de forma expressiva ao longo da primeira metade da atual década. Uma das motivações para a elaboração do presente estudo é contribuir para a identificação dos fatores que estão por trás desse fenômeno.

Como em outros países, uma parte considerável da desigualdade de renda brasileira está relacionada à desigualdade nos rendimentos do trabalho entre os indivíduos ocupados.<sup>2</sup> Com efeito, se a remuneração de todos os trabalhadores no País fosse a mesma, cerca de 60% da desigualdade de renda familiar *per capita* seria eliminada.<sup>3</sup> Portanto, a análise da evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho é um elemento fundamental para entender as mudanças na desigualdade de renda em geral.

Ao longo dos últimos 10 a 15 anos, diversos artigos propuseram metodologias distintas para investigar o efeito de certos fatores (p. ex., salário mínimo, sindicatos, educação e experiência) sobre a distribuição de rendimentos do trabalho. Em essência, essas metodologias visam a criar contrafactuais analíticos, cuja finalidade é isolar a contribuição desses fatores para explicar as mudanças distributivas e, portanto, as alterações na desigualdade.

\* Os autores são pesquisadores do Ipea, e agradecem os comentários de Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil, Sergei Soares, bem como dos participantes do Seminário sobre a Queda Recente da Desigualdade no Brasil. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

<sup>1</sup> Cerca de 95% dos países possuem índices de desigualdade menores do que os do Brasil (Barros et al., 2006, gráfico 4).

<sup>2</sup> Além dos rendimentos do trabalho, a renda total de uma família pode ter outras fontes, como juros, aluguéis e benefícios previdenciários e transferências.

<sup>3</sup> Barros et al. (2004).

Este estudo é baseado na metodologia proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993) doravante JMP, a qual faz uso de regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para decompor medidas de desigualdade nos denominados componentes quantidade, preço e não observáveis.<sup>4</sup> Mais especificamente, essa metodologia utiliza as co-variadas, os coeficientes estimados e os resíduos das regressões para reconstruir, seqüencialmente, a distribuição de rendimentos do trabalho para um determinado período. É com base nessas “novas” distribuições que são obtidas as contribuições dos efeitos quantidade, preço e não observáveis para a desigualdade.

Embora permita uma interpretação contrafactual desses efeitos para cada período específico, a metodologia, tal como proposta por JMP, não parece apropriada para análises contrafactuais entre períodos. De fato, como mostraremos na seção 2, ela não isola plenamente os efeitos de interesse ao longo tempo, o que complica sua interpretação como uma abordagem de natureza contrafactual. A fim de torná-la adequada a interpretações desse tipo, implementaremos uma modificação simples nessa metodologia, que também será exposta na seção 2.

A decomposição da desigualdade nos efeitos quantidade, preço e não observáveis pode ser relevante para a política pública na medida em que ela permite construir um diagnóstico geral sobre a direção, a magnitude e o *timing* das forças que estão influenciando as variações na desigualdade. Por exemplo, os resultados podem mostrar que o componente quantidade não é muito importante, indicando que as mudanças na desigualdade não estão associadas a variações nas distribuições, digamos, de educação e de experiência entre os trabalhadores. Um efeito preço que opera para reduzir a desigualdade pode indicar que os retornos à educação e/ou à experiência estão diminuindo, o que é uma evidência de que a demanda relativa por qualificação está crescendo menos do que a oferta relativa. Supondo-se, como em JMP, que os resíduos da regressão capturam somente quantidades e preços de fatores não mensuráveis pelo analista (por exemplo, a habilidade inata dos indivíduos), um efeito declinante dos não observáveis pode estar revelando que o mercado de trabalho está valorizando menos esse tipo de fator. O *timing* com que cada um dos efeitos se torna mais (ou menos) importante também pode ser relevante, uma vez que fornece informações sobre possíveis impactos de certas políticas públicas, por exemplo, a educacional.

A fonte de informações que utilizaremos para obter os resultados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), disponível para

<sup>4</sup> Outras metodologias bastante citadas nessa literatura fazem uso de métodos semiparamétricos (Dinardo et al., 1996) e de regressões quantílicas [p. ex. (Machado e Mata, 2005) e (Autor et al., 2005)]. Ver Autor (2005) para uma apresentação detalhada dessas abordagens.

todos os anos do nosso período de análise, exclusive o ano censitário de 2000. Vale lembrar que a Pnad citada tem representatividade nacional (à exceção da área rural da Região Norte) e fornece informações sobre diversas características socioeconômicas dos indivíduos, tais como seus rendimentos do trabalho, sua escolaridade e sua idade. Sendo uma pesquisa com amostras distintas de domicílios/indivíduos entre anos, nossa análise, tal como em JMP, utilizará uma série temporal de *cross-sections*.

Além desta breve introdução, este capítulo contém cinco seções discursivas. Como já mencionado, a seção 2 é dedicada à apresentação da metodologia de decomposição que empregaremos neste estudo. Na seção 3, descrevemos com detalhes os dados que utilizaremos, assim como a implementação operacional da metodologia. A seção 4 contém os resultados da decomposição. Na seção 5, propomos uma abordagem simples para investigar a evolução dos preços dos fatores observáveis e não observáveis. Também nessa mesma seção, investigamos o que ocorreu com a heterogeneidade educacional e de experiência entre os trabalhadores. Finalmente, na seção 6, apresentamos um sumário deste capítulo.

## 2 METODOLOGIA

Desde sua publicação, diversos estudos empíricos têm utilizado a metodologia proposta por JMP para decompor medidas de desigualdade de rendimentos do trabalho. Baseada em regressões de rendimentos estimadas por MQO, essa metodologia permite decompor qualquer medida de desigualdade em três partes, as quais são comumente denominadas de componentes quantidade, preço e não observáveis (ou residual).<sup>5</sup>

O primeiro desses componentes refere-se às características observáveis dos trabalhadores, as quais são representadas pelas co-variadas da regressão. Como normalmente as regressões utilizadas nessa metodologia baseiam-se em equações de rendimento do tipo mincerianas, as co-variadas são geralmente o nível de escolaridade e a experiência dos trabalhadores. O segundo componente relaciona-se aos preços dessas características, os quais são mensurados pelos coeficientes da regressão associados às variáveis de escolaridade e de experiência. O terceiro componente está associado ao termo não observado da

<sup>5</sup> Uma das ferramentas mais utilizadas na área de economia aplicada é a decomposição de Oaxaca-Blinder, que procura separar as contribuições de quantidades e preços sobre a média dos rendimentos. A principal inovação da metodologia de JMP é ela permitir operacionalizar decomposições para a distribuição de rendimentos em geral.

regressão, sendo, portanto, derivado dos seus resíduos. Considere, formalmente, a seguinte equação de rendimentos:

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + u_{it}, \quad (1)$$

em que  $i$ , representa o indivíduo,  $t$  o período de tempo,  $y_{it}$  o logaritmo do rendimento do trabalho,  $X_{it}$  o vetor de características observáveis,  $\beta_t$  o vetor de coeficientes para o período  $t$ , e  $u_{it}$  o termo de erro da regressão, para o qual se pressupõe média condicional nula (i.e.,  $E[u_{it} | X_{it}] = 0$ ).<sup>6,7</sup>

Seja  $F_t(\cdot | X_{it})$  a distribuição acumulada condicional dos resíduos no período  $t$ . Definindo como  $\theta_{it}$  o percentil do indivíduo  $i$  nessa distribuição em  $t$ , podemos, então, reescrever a equação (1) como:

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}). \quad (2)$$

Da equação (2), temos que mudanças na distribuição dos rendimentos do trabalho ao longo do tempo são oriundas de três fontes: (a) mudanças na distribuição das características (quantidades) observáveis dos indivíduos (os  $X$ s); (b) mudanças nos retornos (preços) dessas características (os  $\beta$ s); e (c) mudanças na distribuição do termo não observável da equação ( $F^{-1}(\cdot | X)$ ).<sup>8</sup>

Seja  $\bar{\beta}$  o vetor de preços das características observáveis da regressão para todos os períodos conjuntamente, e  $\bar{F}(\cdot | X_{it})$  a distribuição condicional dos resíduos dessa regressão conjunta. Utilizando  $\bar{\beta}$ ,  $\bar{F}(\cdot | X_{it})$  e a equação (2), podemos simular a distribuição dos rendimentos do trabalho no período  $t$  utilizando os  $X$ s observados em  $t$ , porém mantendo constantes os preços e a distribuição dos resíduos. Especificamente, podemos calcular

$$y_{it}^1 = X_{it}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}). \quad (3)$$

Note-se que, como os preços e os resíduos estão fixos, a distribuição de  $y^1$  só muda ao longo do tempo se os  $X$ s variarem temporalmente.

Da mesma maneira, podemos simular a distribuição de  $y_{it}$  em  $t$  variando quantidades e preços, porém mantendo constante a distribuição dos resíduos, isto é,

$$y_{it}^2 = X_{it}\beta_t + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}). \quad (4)$$

Finalmente, permitindo a variação de quantidades, preços e resíduos, podemos computar

$$y_{it}^3 = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \equiv y_{it}, \quad (5)$$

que recupera a distribuição observada de  $y_{it}$  no período  $t$ .

<sup>6</sup> A metodologia de JMP baseia-se no caso em que existe uma série de dados *cross-section* para diferentes períodos. Nesse sentido, o sobrescrito  $it$  não denota dados em painel, isto é, que os mesmos indivíduos estão sendo acompanhados ao longo do tempo.

<sup>7</sup> Cabe assinalar que esta última suposição é normalmente considerada uma hipótese forte, já que ela subsume a inexistência de possíveis correlações entre as co-variadas e o termo de erro da regressão. Por exemplo, se  $u$  mede o nível de habilidade inata de um trabalhador, é possível que seu nível de escolaridade seja correlacionado a esse tipo de habilidade.

<sup>8</sup> Observe-se que, enquanto é possível distinguir variações de quantidades e preços para a parte observável do modelo, não podemos fazer essa distinção para a parte não observável. Supondo, no entanto, que esta última dimensão capte somente as habilidades inatas dos indivíduos, podemos interpretar suas variações como associadas a mudanças no "preço" dessas habilidades (a hipótese subjacente é de que a distribuição de habilidades inatas é invariante no tempo). Na seção 5, implementamos uma modificação na equação de rendimentos na tentativa de analisar a evolução desse "preço".

Seja  $D(\cdot)$  uma medida qualquer de desigualdade (p. ex., coeficiente de Gini, índice de Theil, etc.). Denotando por  $Y_{it}^k = \exp(y_{it}^k)$ ,  $k = 1, 2, 3$ , podemos, então, definir a contribuição das quantidades, dos preços e dos não observáveis para a desigualdade total no período  $t$  (denotada por  $T_t = D(Y_{it})$ ), respectivamente, por:

$$Q_t = D(Y_{it}^1), \quad (6)$$

$$P_t = D(Y_{it}^2) - D(Y_{it}^1) \quad (7)$$

e

$$R_t = D(Y_{it}^3) - D(Y_{it}^2). \quad (8)$$

Verifique-se que  $Q_t + P_t + R_t = D(Y_{it}^3) = D(Y_{it}) = T_t$ , ou seja, a desigualdade nos rendimentos do trabalho no período  $t$  pode ser decomposta nas parcelas referentes aos componentes quantidade, preços e não observáveis (residual).

Embora bastante utilizada, a metodologia tal como proposta por JMP sofre de, pelo menos, uma importante limitação. Especificamente, apesar de os três componentes terem interpretações diretas para cada período de tempo específico, somente um deles pode ser associado ao componente a que se refere quando se comparam períodos distintos. Para confirmar isso, considere dois diferentes períodos,  $\tau'$  e  $\tau''$ . Por simplicidade notacional, denotaremos  $\bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) = \bar{F}^{-1}$  e  $F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) = F_t^{-1}$ . Tomando a diferença para  $Q_t$ ,  $P_t$  e  $R_t$  entre esses dois períodos, temos, respectivamente:

$$Q_{\tau''} - Q_{\tau'} = D\left(\exp(X_{it''}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it'}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right), \quad (9)$$

$$\begin{aligned} P_{\tau''} - P_{\tau'} &= \left[ D\left(\exp(X_{it''}\beta_{\tau''} + \bar{F}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it''}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right) \right] \\ &\quad - \left[ D\left(\exp(X_{it'}\beta_{\tau'} + \bar{F}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it'}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right) \right] \end{aligned} \quad (10)$$

e

$$\begin{aligned} R_{\tau''} - R_{\tau'} &= \left[ D\left(\exp(X_{it''}\beta_{\tau''} + F_{\tau''}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it''}\beta_{\tau''} + \bar{F}^{-1})\right) \right] \\ &\quad - \left[ D\left(\exp(X_{it'}\beta_{\tau'} + F_{\tau'}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it'}\beta_{\tau'} + \bar{F}^{-1})\right) \right]. \end{aligned} \quad (11)$$



A análise da expressão (9) mostra que o único componente que varia entre  $\tau'$  e  $\tau''$  é a distribuição das características observáveis (i.e., os  $X$ s), componente esse que é “ponderado” pelo vetor de preços agregado (i.e.,  $\bar{\beta}$ ) para um valor fixo dos componentes não observáveis (i.e.,  $\bar{F}^{-1}$ ). Assim, dado somente as quantidades variarem entre os dois períodos, podemos interpretar a expressão (9) como o efeito de mudanças nas quantidades entre os dois períodos considerados.

Distintamente, a análise das expressão (10) revela que a diferença do componente preço entre  $\tau'$  e  $\tau''$  não produz uma decomposição que necessariamente capta somente o efeito de mudanças nos preços entre esses dois períodos. De fato, o que gostaríamos de ter para computar um efeito preço com interpretação contrafactual seria uma expressão na qual somente os preços (i.e., os  $\beta$ s) estivessem mudando entre os períodos. No entanto, como mostra a expressão (10), a diferença  $P_{\tau''} - P_{\tau'}$  captura tanto variações nos  $\beta$ s quanto nos  $X$ s. Portanto, a menos que a distribuição das quantidades permanecesse constante entre dois quaisquer períodos de interesse (i.e.,  $X_{it'} = X_{it''}$ ), a metodologia proposta por JMP não permite uma interpretação contrafactual do efeito preço.

A análise da expressão (11) também revela que variações temporais em  $R_t$  não permitem uma interpretação contrafactual do componente ao qual ela se refere: a diferença  $R_{t''} - R_{t'}$  não necessariamente pode ser atribuída somente à variação entre  $F_{t'}^{-1}$  e  $F_{t''}^{-1}$ .

Embora baseada no arcabouço analítico apresentado, a metodologia utilizada no presente estudo procura resolver a dificuldade de interpretação dos efeitos de interesse contida na metodologia proposta por JMP. Para tanto, seja  $s$  um período de tempo fixo (p. ex., 2001) e  $t \geq s$ . Similarmente às equações (3), (4) e (5), podemos simular os seguintes rendimentos do trabalho:

$$y_{it}^{*1} = X_{it}\beta_s + F_s^{-1}(\theta_{it} | X_{it}), \quad (12)$$

$$y_{it}^{*2} = X_{it}\beta_t + F_s^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \quad (13)$$

e

$$y_{it}^{*3} = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \equiv y_{it}, \quad (14)$$

em que  $F_s^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) = F_s^{-1}(F(u_{it} | X_{it}))$ , a qual denotaremos simplesmente por  $F_s^{-1}$ .

A equação (12) simula os rendimentos do trabalho, permitindo que a distribuição das quantidades varie ao longo do tempo, mantendo, porém, constantes o vetor de preços e a distribuição dos não observáveis do período  $s$ . Em outras palavras, ela cria uma distribuição contrafactual dos rendimentos do trabalho caso os preços e os não observáveis fossem os do período  $s$ , porém, com as quantidades observadas em cada  $t$ . Sua diferença em relação à equação (3) é que a primeira fixa os preços e os não observáveis para um período específico, ao passo que a segunda utiliza as médias dos preços e dos não observáveis de todos os períodos. A equação (13) simula os rendimentos do trabalho com quantidades e preços variando temporalmente, mantendo, porém, constante a distribuição dos não observáveis do período  $s$ . Sua contrapartida na metodologia de JMP é a equação (4), que utiliza a distribuição média dos não observáveis de todos os períodos. A equação (14) permite que quantidades, preços e não observáveis variem ao longo do tempo e, portanto, é idêntica à equação (5).

Denotando por  $Y_{it}^{*k} = \exp(y_{it}^{*k})$ ,  $k = 1, 2, 3$ , podemos definir os componentes quantidades, preços e não observáveis no período  $t$  analogamente às equações (6), (7) e (8):

$$Q_t^* = D(Y_{it}^{*1}), \quad (15)$$

$$P_t^* = D(Y_{it}^{*2}) - D(Y_{it}^{*1}) \quad (16)$$

e

$$R_t^* = D(Y_{it}^{*3}) - D(Y_{it}^{*2}). \quad (17)$$

Observe-se, mais uma vez, que a soma desses três componentes é igual à desigualdade total, isto é,  $Q_t^* + P_t^* + R_t^* = D(Y_{it}^{*3}) \equiv D(Y_{it}) = T_t$ . Verifique-se, também, que para  $t = s$ ,  $Q_s^* = T_s$  e  $P_s^* = R_s^* = 0$ .

A fim de obter decomposições com interpretação contrafactual dos efeitos de mudanças somente em quantidades, preços e não observáveis entre um período  $t$  qualquer e o período  $s$ , temos as seguintes expressões:

$$Q_t^* - Q_s^* = D\left(\exp(X_{it}\beta_s + F_s^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{is}\beta_s + F_s^{-1})\right) \quad (18)$$

$$\begin{aligned}
P_t^* - P_s^* &= \left[ D\left(\exp(X_{it} \beta_t + F_s^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it} \beta_s + F_s^{-1})\right) \right] \\
&\quad - \left[ D\left(\exp(X_{is} \beta_s + F_s^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{is} \beta_s + F_s^{-1})\right) \right] \\
&= D\left(\exp(X_{it} \beta_t + F_s^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it} \beta_s + F_s^{-1})\right) \quad (19)
\end{aligned}$$

e

$$\begin{aligned}
R_t^* - R_s^* &= \left[ D\left(\exp(X_{it} \beta_t + F_t^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it} \beta_t + F_s^{-1})\right) \right] \\
&\quad - \left[ D\left(\exp(X_{is} \beta_s + F_s^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{is} \beta_s + F_s^{-1})\right) \right] \\
&= D\left(\exp(X_{it} \beta_t + F_t^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{it} \beta_t + F_s^{-1})\right). \quad (20)
\end{aligned}$$

Na expressão (18), percebe-se que somente os  $X$ s variam entre  $t$  e  $s$ , o que permite interpretá-la como o efeito de mudanças nas quantidades entre esses dois períodos. Cabe observar que a expressão (9) também permite uma interpretação contrafactual do efeito de mudanças nas quantidades. A diferença entre (18) e (9) é que o efeito quantidade é avaliado na primeira expressão em relação aos preços e aos não observáveis do período  $s$ , enquanto, na segunda, aos preços e aos não observáveis médios de todo o período.

Verifica-se, pela expressão (19), que a diferença entre os componentes preços  $P_t^*$  e  $P_s^*$  pode ser atribuída somente a mudanças nos  $\beta$ s entre  $t$  e  $s$ . Isso se deve ao fato de que o segundo termo em colchetes na primeira igualdade dessa expressão anula-se, o que não ocorre com seu correspondente na expressão (10). Portanto, aqui podemos emprestar uma interpretação contrafactual à expressão (19), no sentido de que ela capta somente o efeito das mudanças nos preços entre o período  $t$  e o período de referência  $s$  para a variação na desigualdade total.

De forma semelhante, a expressão (20) mostra que a diferença  $R_t^* - R_s^*$  pode ser atribuída somente a mudanças nos resíduos entre os períodos  $t$  e  $s$ . Mais uma vez, o segundo termo em colchetes nessa expressão anula-se, fato esse que não ocorre na expressão (11). Podemos, então, interpretar de forma contrafactual a expressão (20), pois ela capta apenas o efeito de mudanças no componente não observável para a variação na desigualdade total entre  $t$  e o período de referência  $s$ .

Cabe observar que nossa metodologia só permite interpretações contrafactuais dos efeitos quantidade, preços e não observáveis de um

período  $t$  em relação ao período de referência  $s$ . Isso significa que não podemos utilizá-la para calcular a contribuição desses efeitos entre dois outros períodos quaisquer, por exemplo, entre  $\tau'$  e  $\tau''$ , em que ambos são diferentes de  $s$ .

### 3 DADOS E IMPLEMENTAÇÃO

Para implementar a decomposição apresentada na seção anterior, utilizamos as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para o período 1995-2005.<sup>9</sup> Os resultados a serem apresentados referem-se ao País em geral, à exceção da área rural da Região Norte.

A variável de remuneração do trabalho utilizada é o rendimento real de todos os trabalhos, o qual foi deflacionado pelo INPC de acordo com o procedimento proposto por Corseuil e Foguel (2002). Para as variáveis que compõem o vetor de características observáveis ( $X_{it}$ ), utilizamos *proxies* tipicamente empregadas para medir o nível de qualificação dos indivíduos, a saber: escolaridade (definida como a série mais alta completada com sucesso) e experiência potencial no mercado de trabalho (definida como idade menos escolaridade menos 6). Mais especificamente, nas regressões, utilizamos variáveis *dummies* para o nível de escolaridade do trabalhador (0 a 17 e mais anos de estudo), para sua categoria de experiência potencial (0-10, 11-20, 21-30 e 31 e mais anos), e interações das *dummies* de escolaridade e de categoria de experiência potencial.

A equação (1) foi estimada para cada ano disponível, da Pnad, entre 1995 e 2005. Todas as regressões foram estimadas por MQO, nas quais os pesos amostrais fornecidos na Pnad foram empregados. Com base nos resíduos obtidos dessas regressões, ordenamos, de forma crescente, seus valores para cada ano, e dividimos seus suportes em duas mil partições (meio milésimo). Para cada meio milésimo da distribuição dos resíduos em cada ano, calculamos suas médias, as quais foram utilizadas como uma aproximação empírica discretizada de  $F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it})$ .

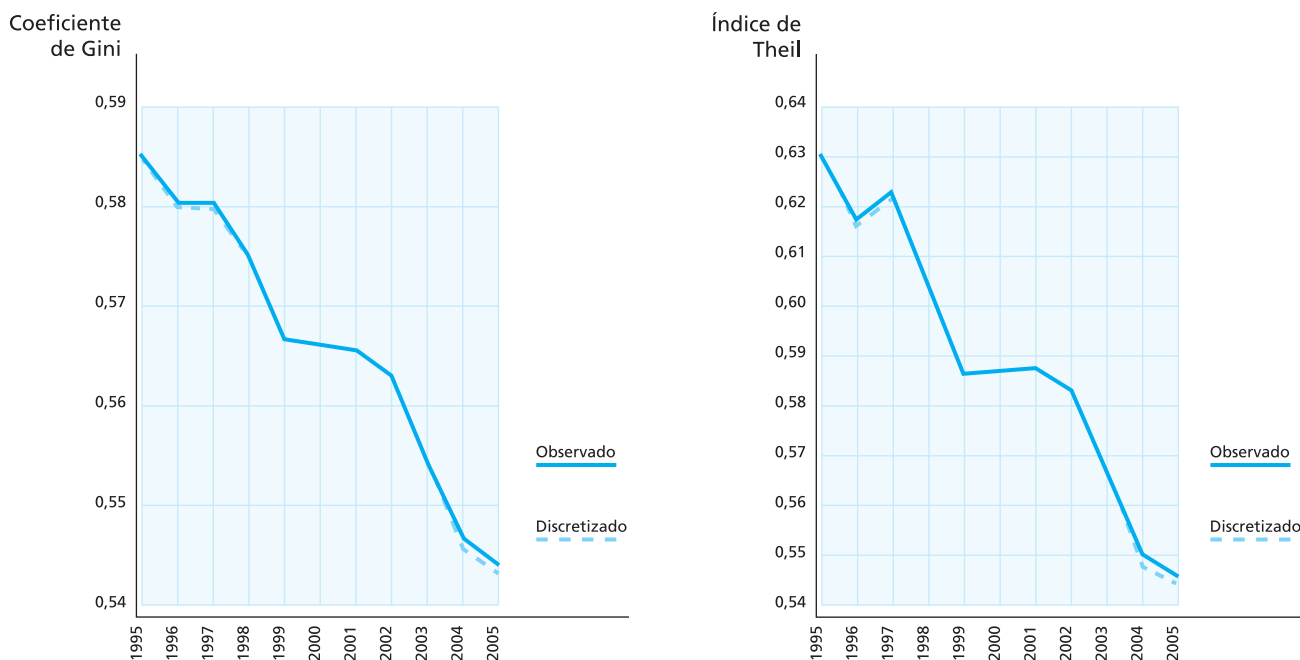
Como estamos aproximando uma distribuição contínua por meio de uma discretização, optamos por reconstruir o rendimento do trabalho de cada indivíduo em cada ano utilizando essa mesma discretização. Mais especificamente, o valor do rendimento do indivíduo  $i$  observado no ano  $t$  foi reconstruído segundo  $X_{it}\hat{\beta}_t + \hat{F}_t^{-1}(\theta_{it}^j | X_{it})$ , em que  $\hat{\beta}_t$

<sup>9</sup> Durante esse período, a Pnad não foi realizada no ano censitário de 2000.

representa o vetor de coeficientes estimados no ano  $t$ , e  $\hat{F}_t^{-1}(\theta_{it}^j | X_{it})$  o valor médio dos resíduos do meio milésimo  $\theta^j$  no qual se encontra o trabalhador  $i$  no ano  $t$ . A fim de ilustrar as diferenças entre as distribuições de rendimentos observadas e discretizadas, o gráfico 1 mostra o coeficiente de Gini e o índice de Theil ao longo do período considerado para cada tipo de rendimento. Como revela esse gráfico, a evolução dessas medidas de desigualdade é muito semelhante para cada tipo de rendimento, sendo a diferença média entre cada tipo, para todo o período, menor que 0,04% para o coeficiente de Gini e de 0,08% para o índice de Theil. A fim de manter a consistência entre os resultados para a desigualdade total e os componentes quantidades, preços e não observáveis, os resultados para desigualdade total reportados na próxima seção referem-se aos rendimentos discretizados.

## GRÁFICO 1

Medidas de desigualdade para rendimentos observados e discretizados



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Para obter uma aproximação discretizada de  $F_s^{-1}(F(u_{it} | X_{it}))$ , imputamos a média dos resíduos dos meios milésimos da distribuição de 2001 (nosso período de referência,  $s$ ) para o meio milésimo correspondente dos demais anos disponíveis. Assim, com base nos

coeficientes estimados e nas distribuições antes discretizadas, simulamos os rendimentos do trabalho apresentados nas equações (12), (13) e (14).<sup>10</sup> Esses foram, então, utilizados para computar os componentes quantidade, preços e não observáveis definidos, respectivamente, pelas equações (15), (16) e (17). Para efeito de apresentação, os resultados para a desigualdade total e para os três componentes de interesse são apresentados como desvios em relação aos respectivos valores no ano de 2001.<sup>11</sup>

Neste trabalho, utilizamos quatro diferentes medidas de desigualdade: o coeficiente de Gini, o índice de Theil (especificamente Theil-L) e as razões dos rendimentos médios do trabalho entre o nono e o primeiro décimos (denotado por 90/10) e entre o último e o primeiro quintos (denotado por 80/20) da distribuição de rendimentos.<sup>12</sup>

## 4 RESULTADOS

Os gráficos 2, 3, 4 e 5 apresentam os resultados da decomposição baseada em nossa metodologia, respectivamente, para o coeficiente de Gini, o índice de Theil, a razão entre os rendimentos do último e do primeiro quintos da distribuição de rendimentos do trabalho, bem como a razão entre os rendimentos do último e do primeiro décimos dessa distribuição. Cada gráfico superior esquerdo contém a evolução da correspondente medida de desigualdade dos rendimentos observados ao longo do período de análise.<sup>13</sup> Os demais gráficos apresentam a evolução temporal dos três componentes em que se baseia a decomposição aqui implementada: quantidades (i.e.,  $X_s$ ), preços (i.e.,  $\beta_s$ ) e não observáveis (i.e.,  $u_s$ ). Os resultados em cada gráfico estão apresentados como desvios em relação ao valor de cada medida para o ano de 2001.<sup>14</sup>

Pelos gráficos que apresentam a evolução da desigualdade nos rendimentos observados, é possível verificar que quase todas as medidas de desigualdade mostram uma trajetória de queda relativamente contínua ao longo do período 1995-2005. A única exceção é a razão 90/10, que apresenta uma evolução oscilante nesse intervalo. Cumpre observar que o ano de 2005 apresenta os menores valores para as quatro medidas de desigualdade ao longo do período de análise.

Dois pontos podem ser notados nos gráficos que apresentam os resultados sobre o componente quantidade. Primeiro ponto: a contribuição desse componente foi positiva para explicar as variações na

<sup>10</sup> Na prática, a versão empírica da equação (14) reconstrói, de forma discretizada, o rendimento do trabalho de cada indivíduo em cada ano. Ver parágrafo anterior.

<sup>11</sup> Especificamente,

$$\begin{aligned} T_t - T_s &= (Q_t^* + P_t^* + R_t^*) - (Q_s^* + P_s^* + R_s^*) \\ &= (Q_t^* - Q_s^*) + (P_t^* - P_s^*) + (R_t^* - R_s^*), \end{aligned}$$

em que  $s = 2001$ .

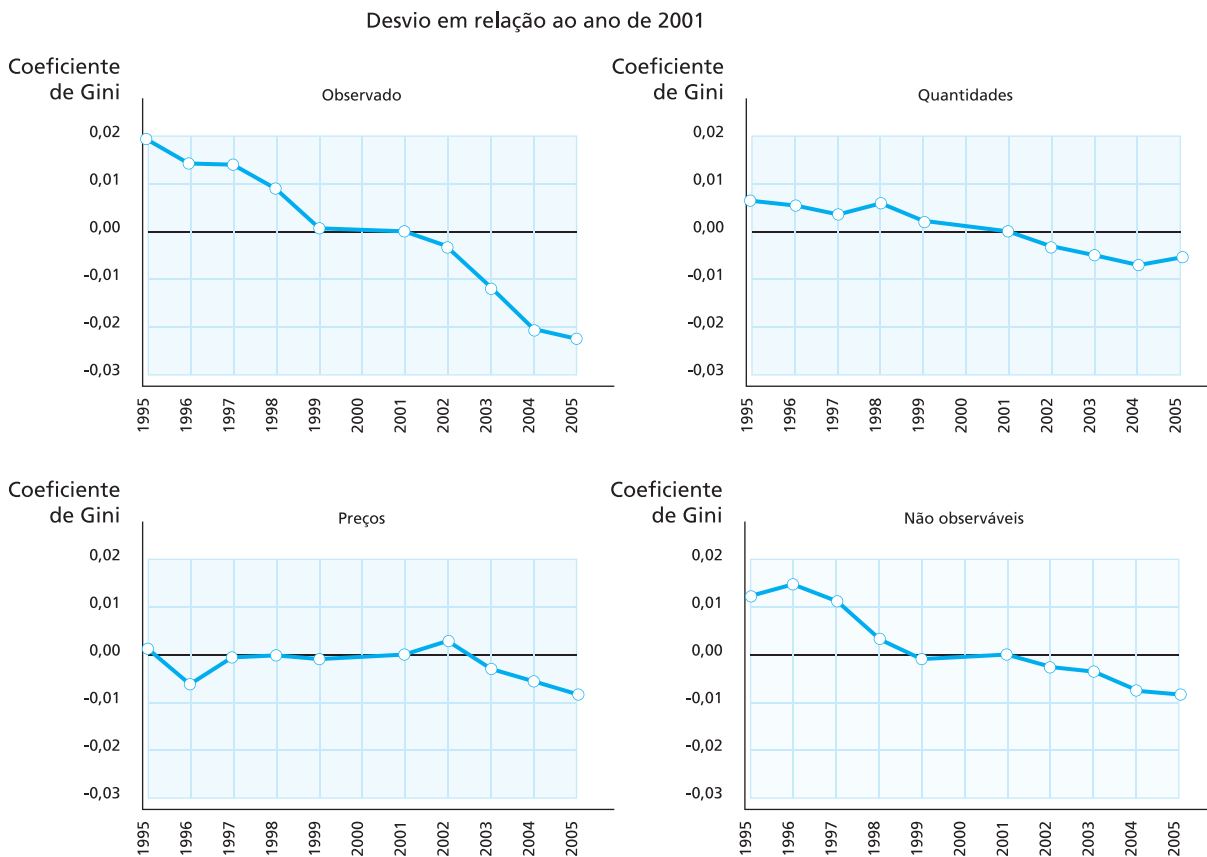
<sup>12</sup> Note-se que isso implica o fato de os valores para 2001 serem iguais a zero e os resultados para os demais anos fornecerem diretamente as comparações contrafactuais apresentadas nas expressões (18), (19) e (20).

<sup>13</sup> Note-se que estamos utilizando a média de rendimentos referentes a todo o décimo ou o quinto da distribuição.

<sup>14</sup> Sempre que nos referirmos a rendimentos observados, estaremos aludindo aos rendimentos reconstruídos por meio da discretização descrita na seção anterior.

desigualdade observada. Isso pode ser verificado em quase todas as medidas de desigualdade aqui utilizadas, cuja a exceção é a razão 90/10, para qual as mudanças na composição da escolaridade e da experiência dos trabalhadores nesses décimos atuaram no sentido contrário ao das variações dessa medida em vários anos. Segundo ponto: a contribuição desse componente parece ter sido relativamente importante ao longo de todo o período, mantendo constantes os preços e os não observáveis.

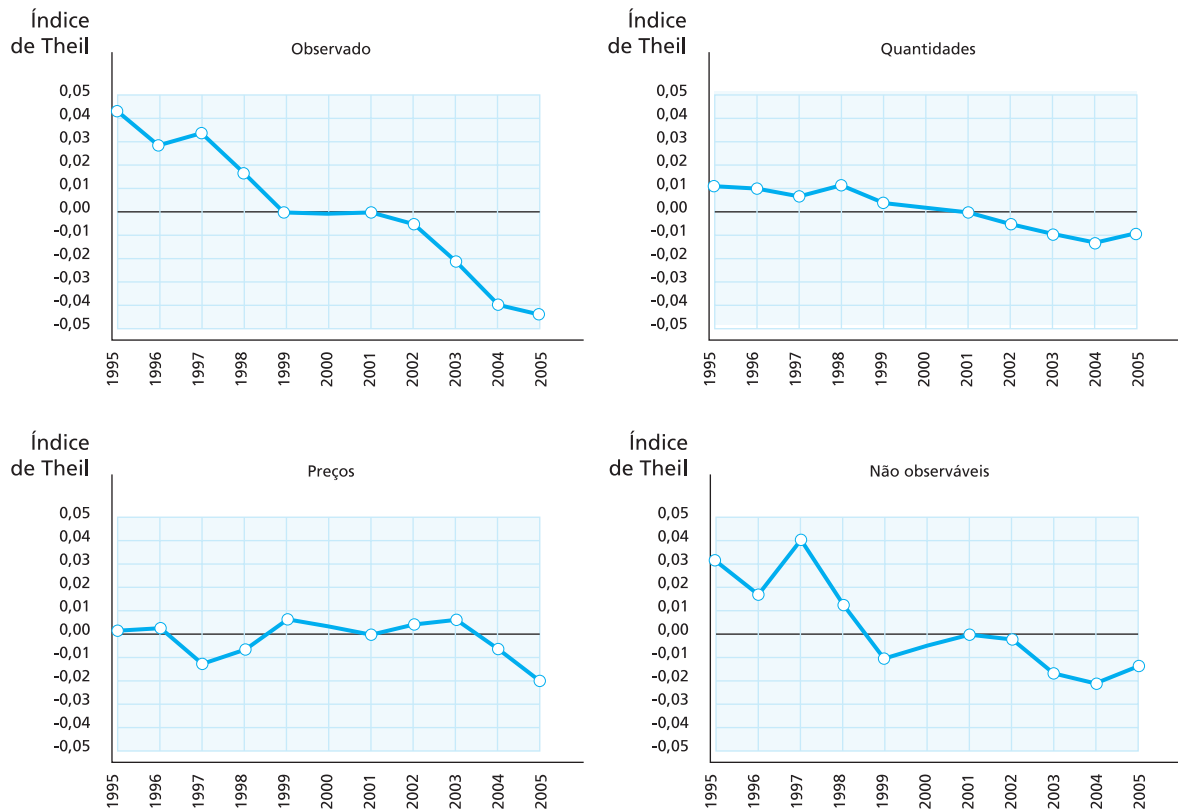
**GRÁFICO 2**  
Coeficiente de Gini e componentes



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

### GRÁFICO 3 Índice de Theil e componentes

Desvio em relação ao ano de 2001



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Observando-se a contribuição do componente preço, é possível constatar que ela foi relativamente pequena para explicar as variações na desigualdade até o final da década de 1990. A partir de 2002, todavia, as mudanças nos retornos à educação e à experiência passam a ter um impacto bastante expressivo, o que pode ser comprovado comparando-se as trajetórias da desigualdade observada e do efeito preço nesse período. Vale assinalar que esse fenômeno é observado em todas as medidas de desigualdade utilizadas.

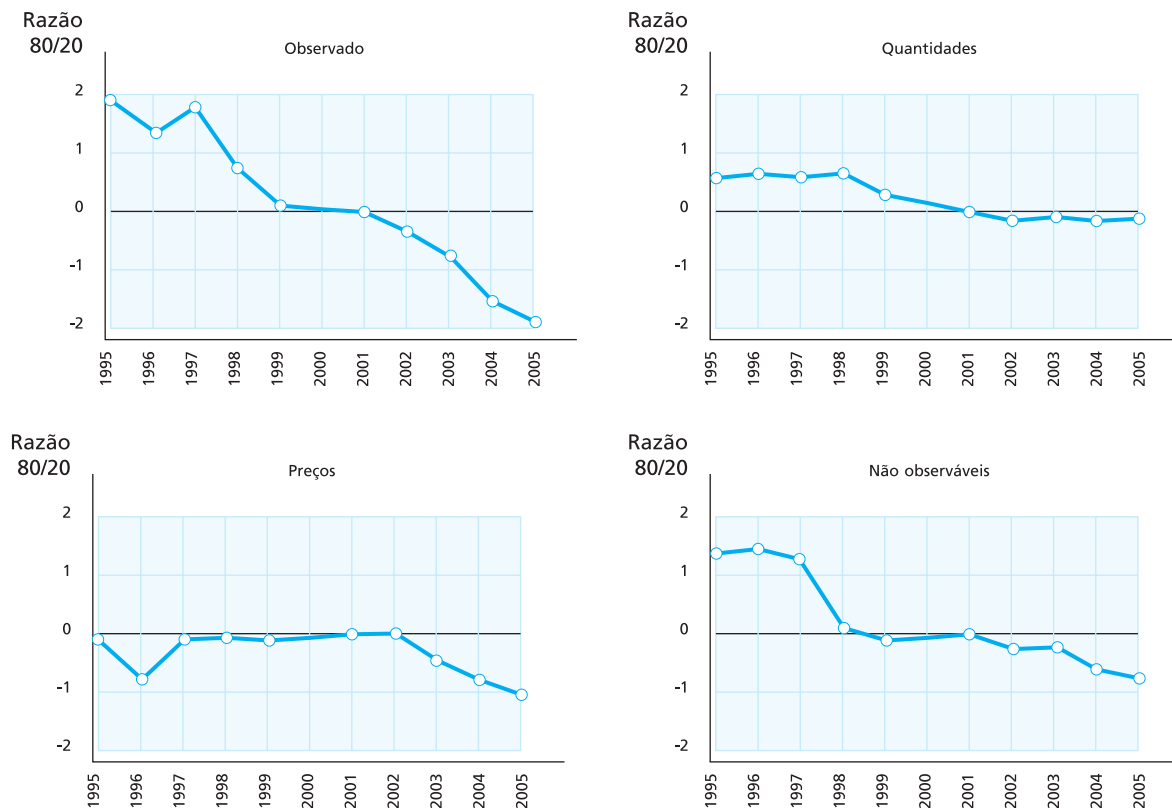
O efeito do fator não observável atuou na mesma direção das mudanças na desigualdade observada em todas as medidas aqui empregadas. Além disso, sua contribuição foi a mais importante, pelo menos até o final dos anos 1990, quando então parece ter perdido um pouco da sua importância.



## GRÁFICO 4

Razão 80/20 dos rendimentos médios e componentes

Desvio em relação ao ano de 2001



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

A tabela 1 apresenta os resultados da decomposição nos dois subperíodos, 1995-2001 e 2001-2005, de acordo com os gráficos mostrados.<sup>15</sup> Todos os resultados referem-se a comparações entre os anos final e inicial de cada intervalo. A primeira linha ao lado de cada medida de desigualdade mostra a variação na respectiva medida entre os anos considerados. A linha abaixo da primeira registra a contribuição percentual de cada componente para a variação observada na desigualdade.

O painel A da tabela 1 refere-se ao período 1995-2001. O primeiro ponto a se observar é que as mudanças no componente não observável não só operam para reduzir a desigualdade nesse intervalo, como são as que mais contribuem para essa queda. Essa constatação pode ser observada em todas as medidas de desigualdade apresentadas

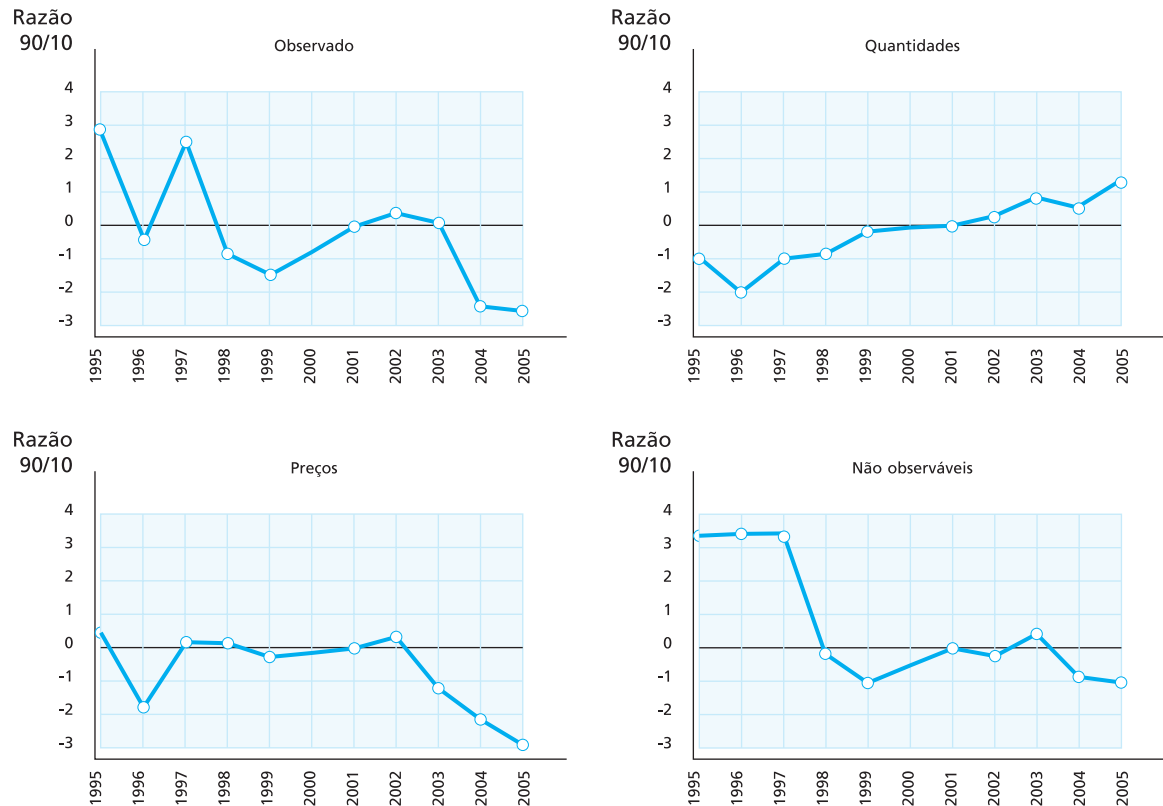
<sup>15</sup> Como observado no final da seção 2, a metodologia aqui empregada só permite interpretações contrafactuais dos componentes da decomposição entre um ano qualquer e o ano-base (2001).

na tabela 1. O segundo ponto é que as mudanças na composição de educação e de experiência (efeito quantidade) tiveram um papel relativamente expressivo entre 1995 e 2001. Isso parece válido mesmo quando seu efeito atuou no sentido contrário ao da queda observada na desigualdade, como foi o caso da medida 90/10. O último ponto a ser notado é que o efeito preço teve contribuição relativamente modesta nesse período, não ultrapassando 16% em valor absoluto.

## GRÁFICO 5

Razão 90/10 dos rendimentos médios e componentes

Desvio em relação ao ano de 2001



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

O painel B da tabela 1, que se refere ao período mais recente entre 2001 e 2005, mostra um panorama bastante distinto do observado no intervalo anterior. Em primeiro lugar, embora o componente não observável também tenha operado para reduzir a desigualdade nesse

subperíodo, sua contribuição reduziu-se bastante em comparação com o intervalo anterior. Esse fenômeno pode ser observado em todas as medidas de desigualdade aqui empregadas. Em segundo lugar, o efeito quantidade também perde importância, o que pode ser observado em quase todas as medidas de desigualdade. A exceção é a razão 90/10, para a qual esse efeito tem uma contribuição mais negativa do que a observada no período anterior. Em terceiro lugar, o efeito preço passa a ter um papel de maior importância do que no período anterior. De fato, sua contribuição passa a equivaler à do componente não observável no caso do coeficiente de Gini, sendo preponderante para as demais medidas de desigualdade.

**TABELA 1**

Varição nas medidas de desigualdade e seus componentes

Medida	Observado	Quantidades	Preços	Não observáveis
A) 1995-2001				
Gini	-0,020 100,0	-0,007 33,5	-0,001 5,0	-0,012 61,5
Theil	-0,043 100,0	-0,011 26,0	-0,001 2,4	-0,031 71,6
80/20	-1,872 100,0	-0,566 30,2	0,092 -4,9	-1,398 74,7
90/10	-2,824 100,0	0,941 -33,3	-0,445 15,7	-3,320 117,6
B) 2001-2005				
Gini	-0,022 100,0	-0,005 21,8	-0,009 38,5	-0,009 39,7
Theil	-0,044 100,0	-0,009 20,8	-0,020 45,5	-0,015 33,7
80/20	-1,881 100,0	-0,136 7,2	-1,012 53,8	-0,733 39,0
90/10	-2,578 100,0	1,322 -51,3	-2,877 111,6	-1,023 39,7

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

## 5 EVOLUÇÃO DOS PREÇOS E DA DISPERSÃO NAS QUANTIDADES

Os resultados apresentados na seção anterior mostram que as contribuições dos três componentes da decomposição foram importantes para explicar as variações na desigualdade na década 1995-2005.

A fim de analisar detalhadamente o que está por trás das variações nesses componentes, nesta seção buscaremos investigar os fatores que determinaram a evolução desses componentes. Procuraremos, especificamente, analisar o que ocorreu com a dispersão (desvio-padrão) da educação e da experiência, assim como com o comportamento dos preços (retornos) médios dessas duas variáveis e do “preço” do componente não observável.

Iniciando pela análise do comportamento dos preços, podemos reescrever a equação (1) da seguinte forma:<sup>16</sup>

$$y_{it} = X_{it} \beta_t + u_{it} = X_{it} \beta_t + \sigma_t \varepsilon_{it}, \quad (21)$$

em que se supõe que  $\varepsilon_{it}$  é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída (iid) entre os indivíduos, e que possui distribuição normal padrão ( $N(0,1)$ ), e  $\sigma_t$  o fator (desvio-padrão) que altera a dispersão da distribuição de  $u_{it}$ . Vale assinalar que essa parametrização da distribuição dos resíduos introduz um erro de aproximação, o qual tende a ser pequeno, uma vez que a distribuição normal aproxima, razoavelmente bem, a distribuição do logaritmo dos rendimentos do trabalho.

Pressupondo que o resíduo da regressão possa ser separado em duas variáveis, daremos a interpretação que se segue.

A hipótese de que a variável  $\varepsilon_{it}$  é iid com distribuição  $N(0,1)$  fixa ao longo do tempo permite interpretá-la como a parte do resíduo da regressão que captura a “quantidade” do fator não observável possuída por um indivíduo  $i$  em um período de tempo  $t$  qualquer. Como a variável  $\sigma_t$  entra multiplicativamente na formação dos resíduos, sua interpretação natural é de que ela captura o “preço” do fator não observável.<sup>17</sup> Portanto, com base nessa partição de  $u_{it}$ , tomaremos o desvio-padrão dos resíduos da regressão expressa em (21) como um indicador do preço do componente não observável.<sup>18</sup>

Em relação ao preço dos componentes observáveis, calculamos o retorno médio dos fatores educação e experiência com base nos coeficientes estimados da equação de rendimentos do trabalho (i.e.,  $\beta_t$ ). Para podermos analisar a evolução somente dos preços desses fatores, utilizamos a distribuição de educação e de experiência do ano de 2001 como ponderadores fixos no cálculo dos preços médios de cada período  $t$ .<sup>19</sup>

O gráfico 6 mostra a evolução dos preços médios dos fatores educação, experiência e não observáveis entre 1995 e 2005.<sup>20</sup> Conforme revela esse gráfico, o preço médio de um ano adicional de escolaridade

<sup>16</sup> Essa especificação é baseada em Bourguignon e Ferreira (2005, p. 36).

<sup>17</sup> Mais uma vez, podemos recorrer à interpretação de  $u$  como medindo a habilidade inata dos indivíduos. Nesse caso, a variável  $\varepsilon$  estaria medindo a quantidade desse tipo de habilidade, para a qual se supõe uma distribuição normal padrão. Naturalmente, então, a variável  $\sigma_t$  mediria, implicitamente, o preço dessa habilidade no mercado de trabalho, no período  $t$ .

<sup>18</sup> Vale observar que, como as amostras da Pnad são bastante grandes (cerca de 135 mil observações, em média), os erros amostrais das estimativas do desvio-padrão dos resíduos devem ser pequenos.

<sup>19</sup> A fim de ilustrar o procedimento de cálculo dos retornos médios à educação e à experiência, considere-se a equação simplificada de rendimentos do trabalho:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \theta_{k,t} \cdot ed_{k,it} + \sum_{j=1}^J \gamma_{j,t} \cdot gex_{j,it} + u_{it}$$

em que  $ed_k$  e  $gex_j$  representam variáveis *dummies*, respectivamente, para nível de escolaridade  $k$  e categoria de experiência  $j$ .

Supõe-se, implicitamente, que as *dummies* do primeiro nível de escolaridade e da primeira categoria de experiência estão excluídas da equação.

Seja  $\overline{ped}_k$  e  $\overline{pgex}_j$ , respectivamente, a proporção de indivíduos com escolaridade  $k$  e pertencentes à categoria de experiência  $j$  no ano de 2001.

O retorno médio à educação no ano  $t$  é computado

$$\text{como: } red_t = \sum_{k=1}^K \theta_{k,t} \cdot \overline{ped}_k / \sum_{k=1}^K \overline{ped}_k \cdot educa_{k,t}$$

em que  $educa_k$  corresponde ao nível de escolaridade  $k$ . Similarmente, o retorno médio à experiência é calculado como:

$$rex_t = \sum_{j=1}^J \gamma_{j,t} \cdot \overline{pgex}_j / \sum_{j=1}^J \overline{pgex}_j \cdot mngex_j$$

em que  $mngex_j$  corresponde à mediana da categoria de experiência  $j$ . Na prática, como a nossa equação de rendimentos abrange interações das *dummies* de educação e de experiência, o cálculo dos retornos médios à educação e à experiência leva em consideração as estimativas dos coeficientes dessas interações, as quais são incorporadas à fórmula de cálculo, utilizando-se, respectivamente, as proporções dos grupos de experiência e dos níveis educacionais.

<sup>20</sup> Os números estão apresentados como índices com base no ano de 2001.

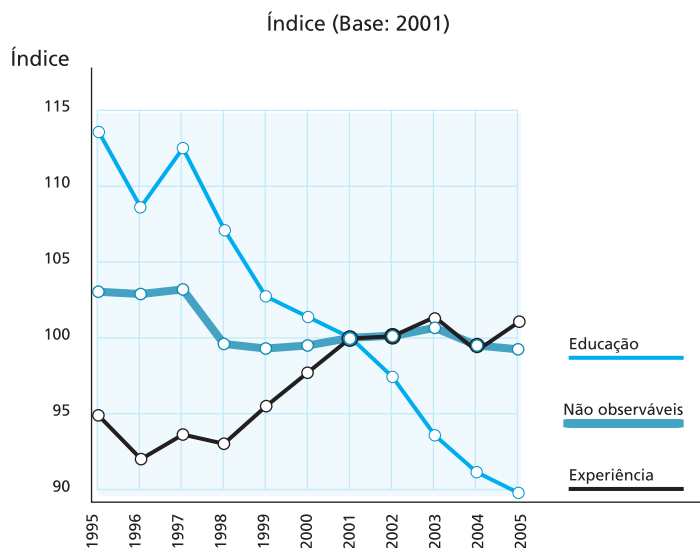
decreceu de forma praticamente contínua ao longo do período: em 2005, o retorno médio à educação era cerca de 20% menor do que em 1995 e 10% menor do que em 2001. Naturalmente, se nada mais tivesse mudado ao longo desse período essa queda no preço médio da educação teria reduzido a desigualdade de rendimentos do trabalho.

Após um período de relativa estabilidade durante a segunda metade dos anos 1990, o preço médio da experiência sofre um marcado aumento entre os finais dessa década e o ano de 2001 (cerca de 8% em relação a 1998, e 5% em comparação a 1999). Desde 2001, no entanto, o retorno médio à experiência tem permanecido estável.

Como se pode observar pelo gráfico 6, o “preço” dos não observáveis esteve constante entre 1995 e 1997, porém sofreu uma queda de cerca de 3% entre este último ano e 1998. A partir de então, entretanto, sua trajetória tem se mantido bastante estável.

## GRÁFICO 6

Preços médios da educação, experiência e não observáveis



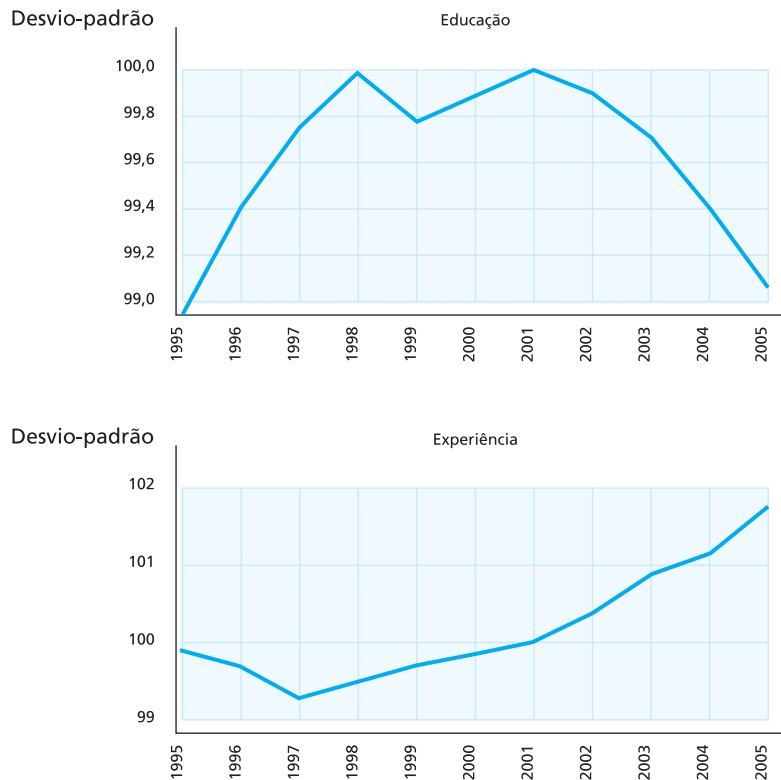
Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Passando-se à análise da dispersão educacional e de experiência no mercado de trabalho brasileiro, o gráfico 7 apresenta a evolução do desvio-padrão dessas duas variáveis ao longo do nosso período de análise.<sup>21</sup> O primeiro painel contém os resultados para a educação, enquanto o segundo, apresenta os resultados para a experiência.

<sup>21</sup> Os números estão apresentados como índices com base em 2001.

Iniciando pela educação, verifica-se, pelo gráfico 7, que o desvio-padrão cresce até 1998, sofre uma pequena queda em 1999, volta ao patamar de 1998 em 2001, passando então a declinar, continuamente, até 2005. Essa trajetória para o desvio-padrão com formato parecido com um U invertido indica que, se tudo o mais tivesse permanecido constante, a dispersão educacional teria operado na direção contrária à da queda observada na desigualdade durante a segunda metade da década de 1990, e na mesma direção da queda durante a primeira metade da década seguinte.

**GRÁFICO 7**  
Desvio-padrão da educação e da experiência  
Índice (Base: 2001)



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

Distintamente do observado para a educação, o gráfico 7 revela que o desvio-padrão da experiência cai entre 1995 e 1997, volta ao patamar de 1995 em 2001, e permanece crescendo de forma contínua até

2005. Portanto, *ceteris paribus*, a heterogeneidade dos trabalhadores em termos de experiência não teria contribuído para a queda observada na desigualdade, pelo menos desde 1997.

Podemos resumir os resultados apresentados nesta seção da seguinte forma:

- Período 1995-2001: houve queda no preço médio da educação, aumento no preço médio da experiência, e relativa estabilidade no preço dos não observáveis. Simultaneamente, houve aumento da dispersão educacional e relativa estabilidade da dispersão em experiência (pelo menos, comparando-se os anos de 1995 e 2001). Assim, e considerando-se que a desigualdade nos rendimentos do trabalho caiu nesse período, pode-se dizer que entre esses fatores o único que operou no sentido dessa queda foi a redução no retorno médio à educação.
- Período 2001-2005: houve queda no preço médio da educação, aumento no preço médio da experiência e estabilidade no preço dos não observáveis. Distintamente do período anterior, houve redução da dispersão educacional e aumento da dispersão em experiência. Portanto, uma vez que a desigualdade permaneceu caindo nesse período, pode-se dizer que, entre os fatores considerados, somente as reduções no retorno médio e na dispersão educacional contribuíram na mesma direção da queda na desigualdade.

## 6 SUMÁRIO

Neste estudo, implementamos uma decomposição da desigualdade nos rendimentos do trabalho no Brasil para o período compreendido entre 1995 e 2005. Essa decomposição foi baseada na metodologia proposta por Juhn et al. (1993), por nós modificada de forma que pudéssemos interpretá-la como uma decomposição de natureza contrafactual. Os três componentes que integram essa decomposição são os efeitos: *(i)* quantidade, que se relaciona a mudanças na distribuição de características (produtivas) observáveis dos trabalhadores (especificamente educação e experiência); *(ii)* preço, que está associado a variações nos retornos à educação e à experiência; e *(iii)* residual, um efeito que capta a evolução de fatores não observáveis (pelo analista) que afetam o nível remuneratório dos trabalhadores. Para aferir a evolução da desigualdade, utilizamos quatro medidas de desigualdade:

o coeficiente de Gini e o índice de Theil, os quais procuram captar o nível de desigualdade para a distribuição em geral, e as razões entre os rendimentos médios dos décimos ou dos quintos superiores e inferiores da distribuição.

Ao longo do período em foco, quase todas as medidas de desigualdade mostraram uma redução da concentração nos rendimentos do trabalho. A exceção é a razão de rendimentos entre os décimos das caudas da distribuição, a qual segue uma trajetória oscilante durante esse período. Os resultados da decomposição revelam que, quando se considera o período em geral, os três componentes tiveram papéis relevantes para explicar as variações temporais na desigualdade. No entanto, as contribuições relativas dos três componentes não foram igualmente importantes quando se subparticiona esse período. De fato, os resultados indicam que o efeito dos não observáveis foi o mais importante entre 1995 e 2001, sendo a contribuição do componente quantidade também significativa, enquanto a do componente preço foi praticamente inexpressiva. Já no subperíodo 2001-2005, os efeitos dos fatores não observável e quantidade perdem importância relativa, passando o efeito preço a desempenhar o papel mais importante para explicar a queda recente na desigualdade de rendimentos do trabalho.



## 7 REFERÊNCIAS

- AUTOR, D. H. Wage density decompositions, 2005. Mimeo.
- AUTOR, D. H.; KATZ, L. F.; KEARNEY, M. S. **Rising wage inequality: the role of composition and prices**, 2005. Mimeo.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil**, 2004. Mimeo.
- BARROS, R. P. de et al. **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil**, 2004. Mimeo.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. Decomposing changes in the distribution of household incomes: methodological aspects. In: BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H.; LUSTIG, N. (Eds.). **The microeconomics of income distribution dynamics**, World Bank, Washington DC, USA, 2005, p. 17-46.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas domiciliares do IBGE**. Brasília: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, 897).
- DI NARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica** **64**, 1996, p. 1.001-1.044.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota técnica). Disponível também em versão eletrônica em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.
- JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy** **101**, 1993, p. 410-442.
- MACHADO, J. A.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics** **20**, 2005, p. 445-465.

## Parte VI:

# DISCRIMINAÇÃO E SEGMENTAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

	Introdução.....	367
<b>Capítulo 28:</b>	Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil.....	371
	<b>Ricardo Paes de Barros, Samuel Franco e Rosane Mendonça .</b>	
	1 INTRODUÇÃO .....	371
	2 DETERMINANTES DA REMUNERAÇÃO DO TRABALHO .....	375
	3 GRAUS DE DISCRIMINAÇÃO E DE SEGMENTAÇÃO .....	379
	4 METODOLOGIA .....	386
	5 RESULTADOS .....	390
	6 CONCLUSÕES .....	393
	7 REFERÊNCIAS .....	395
	APÊNDICE.....	397
<b>Capítulo 29:</b>	Tendências Recentes na Escolaridade e no Rendimento de Negros e de Brancos.....	401
	<b>Sergei Suarez Dillon Soares, Natália de Oliveira Fontoura e Luana Pinheiro</b>	
	1 INTRODUÇÃO .....	401
	2 O PROCESSO EDUCACIONAL .....	402
	3 TRABALHO E RENDIMENTO .....	408
	4 RENDA E POBREZA .....	411
	5 CONCLUSÃO .....	413
	6 REFERÊNCIAS .....	415
<b>Capítulo 30:</b>	Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Rendimentos no Brasil: uma análise empírica .....	417
	<b>Gabriel Ulyssea</b>	
	1 INTRODUÇÃO .....	417
	2 DADOS E ALGUNS FATOS ESTILIZADOS .....	419
	3 ANÁLISE PRELIMINAR DA ESTRUTURA DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS: DECOMPOSIÇÕES ESTÁTICAS .....	422
	4 METODOLOGIA DA ANÁLISE CONTRAFACTUAL .....	426
	5 RESULTADOS DOS EXERCÍCIOS CONTRAFACTUAIS .....	430
	6 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	437
	7 REFERÊNCIAS .....	439
	ANEXOS .....	440
<b>Capítulo 31:</b>	Evolução Recente do Diferencial de Rendimentos entre Setor Formal e Informal no Brasil (1999 a 2005): evidências a partir de regressões quantílicas.....	447
	<b>Ana Flávia Machado, Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira e Mariângela Antigo</b>	
	1 INTRODUÇÃO .....	447
	2 DA DEFINIÇÃO DE SETOR INFORMAL E DE ESTRATÉGIA OCUPACIONAL .....	449
	3 DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS E DECOMPOSIÇÃO: O MODELO ECONOMÉTRICO, FONTE DE DADOS E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS .....	451
	4 RESULTADOS .....	456
	5 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	466
	6 REFERÊNCIAS .....	467
	APÊNDICE .....	469



# INTRODUÇÃO

## Parte VI

**Ricardo Paes de Barros\***

**Miguel Nathan Foguel\***

**Gabriel Ulysea\***

Os quatro capítulos desta *sexta parte* dão continuidade a uma análise mais aprofundada da contribuição do mercado de trabalho para a queda recente na desigualdade de renda brasileira. Complementando a análise desenvolvida ao longo da parte anterior, esses capítulos concentram-se na investigação do papel do mercado de trabalho na geração de desigualdades. Especificamente, a análise recai sobre a discriminação por sexo e cor, bem como sobre três tipos de segmentação: por setor de atividade, formal-informal e espacial. Esta última dimensão é desagregada segundo os cortes por região, por tamanho de município e por áreas urbana e rural.

Abrindo esta parte, o capítulo 28 utiliza uma metodologia semelhante àquela empregada no capítulo 26, uma vez que permite avaliar os impactos dos componentes de interesse sobre a evolução da desigualdade tanto de rendimentos do trabalho quanto de renda familiar *per capita*. Contudo, distintamente da análise daquele capítulo, o método aqui se centra nos efeitos das mudanças nos diferenciais de remuneração entre os trabalhadores, mantendo-se constante a composição da força de trabalho. Os resultados mostram que as reduções observadas nos graus de discriminação e de segmentação foram fatores importantes para explicar as quedas na desigualdade em ambos os tipos de renda. A redução na segmentação espacial (em particular entre capitais e municípios de menor porte), bem como na segmentação setorial, teve um papel mais destacado. Porém, esse capítulo mostra ter havido uma exceção: embora venha ocorrendo uma redução do grau de informalidade da força de trabalho, o diferencial (controlado) de salários entre trabalhadores formais e informais tem aumentado bastante. Assim, e diferentemente do que ocorreu com os demais componentes

\*Ricardo Paes de Barros é coordenador de Avaliação de Políticas Públicas do Ipea, Miguel Nathan Foguel e Gabriel Ulysea são pesquisadores do Ipea.

estudados nesse capítulo, a segmentação formal-informal representou uma força contrária à queda da desigualdade de rendimentos do trabalho e de renda familiar.

Quanto ao capítulo 29, esse é o único que se ocupa exclusivamente da questão da discriminação por cor no mercado de trabalho, enfatizando, para tanto, a análise da magnitude e da evolução dos diferenciais educacionais e de rendimentos entre brancos e negros. Em relação à primeira dimensão, esse capítulo mostra que tem ocorrido uma redução nas diferenças entre os dois grupos no que tange às taxas líquidas de matrículas nas diversas etapas do ciclo educacional, notadamente na educação pré-escolar e no ensino fundamental. Os diferenciais de remuneração também vêm experimentando uma redução, a qual decorre, em parte, da queda no hiato educacional entre os dois grupos, e, em parte, explica-se pela diminuição da discriminação havida no mercado de trabalho. Não obstante as evidências positivas apresentadas, os autores desse capítulo chamam a atenção para o fato de essas mudanças terem ocorrido de forma muito lenta.

Por sua vez, o capítulo 30 retoma a análise do papel da segmentação no processo de redução da desigualdade de rendimentos do trabalho, com ênfase no período mais recente. Aqui a metodologia utilizada para decompor medidas de desigualdade dos rendimentos do trabalho é similar à do capítulo 27; porém, o interesse reside nos componentes específicos da segmentação do mercado de trabalho (isto é, nos componentes setorial, formal-informal e espacial). Tal como no capítulo 28, a análise concentra-se nos diferenciais de rendimentos entre os trabalhadores, quando se mantém fixa a composição da força de trabalho. Os resultados encontrados confirmam, em larga medida, os obtidos no capítulo 28. À exceção da segmentação formal-informal, todas as demais formas de segmentação estudadas contribuíram para reduzir a concentração de rendimentos no período 2001-2005. Em particular, tais resultados corroboram as evidências apresentadas anteriormente, segundo as quais a redução nos diferenciais entre capitais e pequenos municípios do interior, assim como o entre os diferentes setores de atividade, foi a mais importante para explicar a queda na desigualdade de rendimentos do trabalho no período em questão.

Por fim, o capítulo 31 explora um dos aspectos mais destacados nesta *sexta parte*, qual seja, a segmentação formal-informal. Esse capítulo usa métodos que permitem avaliar, potencialmente, como os diferenciais de salários entre esses dois segmentos se alteraram, ao longo do tempo, para distintos pontos da distribuição de rendimentos

do trabalho. Os resultados mostram ter havido, entre 2002 e 2005, um aumento do diferencial controlado de rendimentos entre os setores formal e informal nos pontos da distribuição abaixo da mediana (inclusive), ocorrendo o oposto para os pontos acima dela. Esse tipo de resultado é interessante na medida em que confirma que as mudanças ocorridas afetam a distribuição de rendimentos de forma diferenciada.

Diante do exposto, a primeira conclusão que emerge dos resultados apresentados nos quatro capítulos é a de que, à exceção daquela da segmentação formal-informal, houve uma importante redução no grau de discriminação e de segmentação do mercado de trabalho brasileiro. No período mais recente, esse declínio foi particularmente acentuado no caso da segmentação espacial e setorial, visto ter ocorrido uma queda substancial nos diferenciais de salários entre trabalhadores localizados em pequenos municípios do interior e nas capitais, tal como entre trabalhadores do setor agrícola e dos demais setores de atividade. Esse declínio nas diferentes formas de imperfeição do mercado de trabalho teve um papel fundamental para explicar tanto a queda na desigualdade de rendimentos do trabalho quanto a de renda familiar. Entretanto, é necessário destacar a contribuição negativa da evolução da segmentação formal-informal. Trata-se de um fato preocupante não apenas pela elevada magnitude do setor informal no Brasil, como também por sua importância para explicar o nível e a evolução da desigualdade de rendimentos no País.



# CAPÍTULO 28

## Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil

Ricardo Paes de Barros\*

Samuel Franco\*

Rosane Mendonça\*

### 1 INTRODUÇÃO

Ao longo do último quadriênio, a desigualdade de renda declinou de forma contínua e acentuada, atingindo, em 2005, o nível mais baixo dos últimos trinta anos.<sup>1</sup> Esse declínio na desigualdade contribuiu para reduzir substancialmente a pobreza e melhorar as condições de vida da população mais pobre, mesmo em um período de quase estagnação da renda *per capita*.<sup>2</sup> A renda média dos 50% mais pobres, por exemplo, que praticamente não se alterou de 1995 a 2001, cresceu 16% entre 2001 e 2005.<sup>3</sup>

Conforme demonstram Barros et al. (2006a, b), Hoffmann (2005, 2006b), Soares (2006) e os capítulos 15, 16 e 17 da quarta parte (volume 2) deste livro, a maior parte dessa queda na desigualdade em renda *per capita* decorre de mudanças na distribuição dos rendimentos do trabalho e, em particular, de uma acentuada queda no seu grau de desigualdade. Como mostram diversos estudos,<sup>4</sup> a desigualdade nos rendimentos do trabalho vem declinando ao longo de toda a última década. Conforme esses estudos demonstram, e segundo várias medidas de desigualdade, como o coeficiente de Gini, esse declínio acelerou-se a partir de 2001.

No Brasil, quase metade da desigualdade em remuneração do trabalho decorre de diferenças em capital humano entre trabalhadores.<sup>5</sup> Como a última década foi marcada por significativos progressos educacionais, diversos autores têm investigado em que medida

\* Ricardo Paes de Barros é coordenador de avaliação de políticas públicas do Ipea, Samuel Franco é pesquisador do Ipea, e Rosane Mendonça é professora do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF).

<sup>1</sup> Ver Barros (2006a, b), Hoffmann (2006a), Ferreira et al. (2006), Soares (2006), Ipea (2006) e capítulos 1 a 3 do volume 1 deste livro.

<sup>2</sup> Ver o capítulo 10 do volume 1 deste livro.

<sup>3</sup> Ver, novamente, o capítulo 10 do volume 1 deste livro.

<sup>4</sup> Ver os capítulos que formam a quinta parte do volume 2 deste livro.

<sup>5</sup> Ver, por exemplo, Hérran (2005).



essa recente e acentuada redução na desigualdade em remuneração do trabalho decorre de concomitantes melhorias no capital humano dos trabalhadores e de reduções nos diferenciais de remuneração por nível educacional.<sup>6</sup> Esses estudos encontram, sem grandes surpresas, que uma importante parcela da recente queda na desigualdade está, de fato, associada às melhorias no capital humano da força de trabalho e, em particular, às reduções nos diferenciais de remuneração por nível educacional. Entretanto, os mesmos estudos também revelam que apenas metade da queda é explicada por essas mudanças. Resta, portanto, ainda explicar a outra metade dessa queda na desigualdade em remuneração do trabalho.

Conforme Barros e Mendonça (1993; 1996) procuram ressaltar, há essencialmente duas razões para explicar as diferenças em remuneração do trabalho. Por um lado, há aquelas que resultam de diferenças de produtividade e, portanto, são reveladas pelo mercado de trabalho. Por outro lado, há aquelas que decorrem de imperfeições no mercado de trabalho, como a discriminação e a segmentação, as quais acarretam diferenças de remuneração entre trabalhadores com a mesma produtividade e, portanto, são geradoras de desigualdade.

No primeiro caso, trabalhadores com maiores escolaridade, experiência ou outras características, e, logo, intrinsecamente mais produtivos, recebem maiores remunerações. Como, nesse caso, as diferenças de remuneração são apenas a tradução das desigualdades preexistentes em produtividade, diz-se que essa parcela da desigualdade em remuneração do trabalho é apenas revelada pelo mercado de trabalho.

Mas nem todas as diferenças em remuneração resultam de diferenças intrínsecas de produtividade entre trabalhadores, que, portanto, são apenas reveladas pelo mercado de trabalho. Boa parte das diferenças em remuneração no mercado de trabalho ocorre entre trabalhadores perfeitamente substitutos no processo de produção, isto é, trabalhadores que, se trocassem entre si os postos de trabalho que ocupam, não alterariam o nível da produção em nenhum dos dois postos de trabalho. Nesse caso, temos que o mercado de trabalho está remunerando de forma diferenciada trabalhadores com a mesma produtividade intrínseca e, com isso, está certamente gerando desigualdades.

O mercado gera desigualdade tanto quando remunera de forma diferenciada homens e mulheres ou brancos e negros de mesma produtividade, como quando propicia diferenças de remuneração entre trabalhadores perfeitos substitutos na produção que ocupam postos em distintos segmentos do mercado de trabalho. No primeiro caso, dizemos

<sup>6</sup> Ver capítulos 25, 26, 27 deste volume.

que os diferenciais decorrem de discriminação no mercado de trabalho, e, no segundo, de sua segmentação.

O objetivo deste capítulo é avaliar os graus de discriminação e de segmentação no mercado de trabalho, investigar em que medida eles declinaram ao longo dos últimos anos e identificar suas contribuições para a recente redução do grau de desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*.

Mais especificamente, investigamos a contribuição conjunta e individual de dois tipos de discriminação (por gênero e cor) e de três tipos de segmentação (espacial, setorial e entre os segmentos formal e informal). A segmentação espacial é, ademais, repartida em três componentes. Um resultante das diferenças entre as Unidades da Federação; outro derivado das diferenças entre regiões metropolitanas e municípios médios e pequenos de uma mesma Unidade da Federação; e, por fim, entre áreas urbanas e rurais de um mesmo município.

A análise contida neste capítulo obedece à seguinte ordem. Como a base de toda a investigação é a evolução do grau de segmentação e de discriminação no mercado de trabalho, dedicamos a próxima seção a descrever a metodologia utilizada para obter essas estimativas com base nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads) de 1995 a 2005. A seção 3 discute os resultados encontrados. Para avaliar a contribuição dessas mudanças para a redução no grau de desigualdade, utilizamos uma metodologia muito similar à proposta por Langoni (2005), que descrevemos na seção 4. As estimativas obtidas da contribuição dos distintos tipos de discriminação e de segmentação para a redução na desigualdade são apresentadas e discutidas na seção 5. Por fim, apresentamos, na seção 6, um sumário das principais conclusões e contribuições do capítulo.

Antes de iniciarmos propriamente a análise, faz-se necessário ressaltar que, para uma adequada interpretação dos resultados que apresentamos neste capítulo, é importante reconhecer que existe uma forte interação de geração com revelação da desigualdade, e de discriminação com segmentação. Em geral, não é possível somar esses componentes da desigualdade sem incorrer em dupla contagem. Quando trabalhadores e postos de trabalho são heterogêneos e a alocação não é aleatória, pode ocorrer de os melhores postos de trabalho serem alocados aos trabalhadores com maior escolaridade. Nesse caso, existem dois ganhos decorrentes da escolaridade. Em primeiro lugar, a escolaridade eleva a produtividade intrínseca do trabalhador, e daí a sua remuneração, qualquer que seja o posto de trabalho que ocupe.

Em segundo lugar, a escolaridade lhe garante uma melhor remuneração, ao lhe dar acesso prioritário aos melhores postos de trabalho. A segunda vantagem só vai existir enquanto: (a) o mercado de trabalho for segmentado; (b) os trabalhadores forem educacionalmente heterogêneos; e (c) aqueles com maior escolaridade tiverem acesso prioritário aos melhores postos de trabalho. É assim, por natureza, uma interação.

Diante dessa interação de desigualdade revelada e segmentação, devemos ser cautelosos ao agregar contribuições. Não é possível simplesmente somar a contribuição da queda na segmentação, que vamos estimar e analisar neste capítulo, com a queda decorrente da redução dos diferenciais de remuneração por nível educacional obtida em outros estudos. Existe sobreposição, pois parte da queda nos diferenciais de remuneração por nível educacional, e, portanto, de sua contribuição para a queda da desigualdade de renda, provém da concomitante queda no grau de segmentação. Quando os postos de trabalho passam a ser mais homogêneos, as vantagens de uma maior escolaridade declinam.

Essa interação com a segmentação do mercado de trabalho não é exclusiva dos diferenciais de remuneração por nível educacional. Como trabalhadores homens, brancos e com maior experiência também têm acesso prioritário aos melhores postos de trabalho, também os diferenciais por gênero, cor e nível de experiência serão, em parte, diferenças entre trabalhadores do mesmo segmento do mercado de trabalho e, em parte, diferenças em ganhos resultantes do acesso diferenciado aos melhores segmentos.

Embora seja possível estimar, para cada característica da força de trabalho, a parcela de sua contribuição para a desigualdade de renda que opera via acesso diferenciado aos melhores segmentos do mercado de trabalho,<sup>7</sup> não é de nosso conhecimento nenhum estudo que tenha isolado essa contribuição para o caso da recente queda na desigualdade de renda no País.

Por fim, vale ressaltar que as estimativas da contribuição da discriminação para a redução na desigualdade feitas neste capítulo são líquidas da sua interação com a segmentação, isto é, a contribuição da discriminação inclui apenas o efeito de reduções nos diferenciais por gênero e cor em um mesmo segmento do mercado de trabalho. Eventuais reduções nos diferenciais por cor e gênero, resultantes de mudanças nos diferenciais de acesso aos melhores postos de trabalho, ou de reduções no grau de segmentação, não estão incluídas na contribuição estimada para a discriminação.

<sup>7</sup> Esta análise não é realizada nos capítulos da quinta parte deste volume. Ver, entretanto, Barros, Corseuil e Leite (1999), e Bourguignon e Ferreira (2004), para descrições de metodologias que realizam essa decomposição.

## 2 DETERMINANTES DA REMUNERAÇÃO DO TRABALHO

### 2.1 Estrutura analítica

Vamos indexar por  $q$  os trabalhadores, e por  $p$  os postos de trabalho. Se denotarmos por  $X(q)$  as características pessoais produtivas (escolaridade, experiência, etc.) e não-produtivas (gênero, cor, etc.) do trabalhador  $q$ , e por  $Z(p)$  as características do posto de trabalho  $p$ , então, a remuneração do trabalhador  $q$ ,  $W(q)$ , será dada por:

$$W(q) = f(X(q), Z(P(q)))$$

em que  $f(x, z)$  é a remuneração típica de um trabalhador com características  $x$ , num posto com características  $z$ , e  $P(q)$  denota o posto ocupado pelo trabalhador  $q$ . Se denotarmos por  $\tilde{Z}(q)$  as características do posto de trabalho ocupado pelo trabalhador  $q$ , então teremos que:

$$\tilde{Z}(q) = Z(P(q))$$

e

$$W(q) = f(X(q), \tilde{Z}(q))$$

### 2.2 Operacionalização

Sem qualquer perda de generalidade, vamos supor que existem três tipos de características dos trabalhadores: (a) características produtivas observáveis (idade e experiência),  $X_r$ ; (b) características não-produtivas observáveis (gênero e cor),  $X_d$ ; e (c) características produtivas e não-produtivas não-observáveis,  $X_n$ . Com relação ao posto de trabalho, vamos supor que as características se dividem em (a) indicativa do segmento do mercado de trabalho ao qual pertence o posto de trabalho,  $Z_s$ ; e (b) outras características do posto de trabalho,  $Z_n$ . Nesse caso, teremos que:

$$W = f(X_r, X_d, X_n, \tilde{Z}_s, \tilde{Z}_n)$$

Supondo que essa função seja log-aditiva, teremos que:

$$\ln(W) = \sum_i g_{r_i}(X_{r_i}) + \sum_j g_{d_j}(X_{d_j}) + \sum_k g_{s_k}(\tilde{Z}_{s_k}) + V$$

e

$$V = g_n(X_n, \tilde{Z}_n)$$

em que  $X_{r_i}$  denota a  $i$ -ésima característica produtiva do trabalhador (por exemplo, escolaridade),  $X_{d_j}$  a  $j$ -ésima característica observável

não-produtiva do trabalhador (por exemplo, gênero) e  $Z_{s_k}$  a  $k$ -ésima divisão do mercado de trabalho em segmentos (por exemplo, Unidades da Federação). Conforme revela a tabela A1 do apêndice, consideramos duas características produtivas do trabalhador (escolaridade e idade), duas características não-produtivas (gênero e cor) e cinco compartimentalizações do mercado de trabalho (por Unidade da Federação, por porte do município, entre as áreas urbana e rural, entre setores de atividade, e entre os segmentos formal e informal).

Essa tabela do apêndice apresenta estimativas da evolução, ao longo da última década, da relação entre remuneração, características produtivas e não-produtivas dos trabalhadores e dos segmentos do mercado de trabalho, utilizando essa especificação.<sup>8</sup> Como essas estimativas foram obtidas regredindo-se o logaritmo dos salários nas características observadas dos trabalhadores e dos postos de trabalho, implicitamente estamos supondo que  $V$  é estocasticamente independente dessas características. Dessa hipótese segue que:

$$E \left[ \ln(W) \mid \{X_{r_i}\}, \{X_{d_j}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\} \right] = \sum_i g_{r_i}(X_{r_i}) + \sum_j g_{d_j}(X_{d_j}) + \sum_k g_{s_k}(\tilde{Z}_{s_k})$$

### 2.3 Medidas do grau de discriminação e segmentação

Com base nessa expressão, podemos obter, diretamente, medidas do grau de discriminação e segmentação. Tomemos, por exemplo, o caso da segmentação entre regiões metropolitanas ( $G$ ), municípios de porte médio do interior ( $M$ ) e pequenos municípios do interior ( $P$ ). Da expressão anterior, segue-se que a média dos logaritmos das remunerações em regiões metropolitanas de trabalhadores com dadas características pessoais (produtivas e não-produtivas), em postos de trabalho em segmentos predeterminados (Unidade da Federação, área urbana ou rural do município, segmento formal ou informal e setor de atividade), é dada por:

$$\begin{aligned} & E \left[ \ln(W) \mid \{X_{r_i}\}, \{X_{d_j}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}_{k \neq 2}, \tilde{Z}_{s_2} = G \right] \\ &= \sum_i g_{r_i}(X_{r_i}) + \sum_j g_{d_j}(X_{d_j}) + \sum_{k \neq 2} g_{s_k}(\tilde{Z}_{s_k}) + g_{s_2}(G) \end{aligned}$$

De forma similar, a correspondente média em municípios médios do interior é dada por:

$$\begin{aligned} & E \left[ \ln(W) \mid \{X_{r_i}\}, \{X_{d_j}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}_{k \neq 2}, \tilde{Z}_{s_2} = M \right] \\ &= \sum_i g_{r_i}(X_{r_i}) + \sum_j g_{d_j}(X_{d_j}) + \sum_{k \neq 2} g_{s_k}(\tilde{Z}_{s_k}) + g_{s_2}(M) \end{aligned}$$

<sup>8</sup> Dada a natureza discreta de todas as variáveis, todas as funções foram estimadas sem a necessidade de impor qualquer forma funcional além da separabilidade. A única exceção é a relação com a idade, em que assumimos uma forma quadrática.

Assim, em razão da hipótese de separabilidade, o diferencial na média logarítmica das remunerações de trabalhadores com as mesmas características pessoais e postos de trabalho similares entre esses dois segmentos é dado por:

$$E \left[ \ln(W) \mid \{X_{r_i}\}, \{X_{d_i}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}_{k \neq 2}, \tilde{Z}_{s_2} = G \right] - E \left[ \ln(W) \mid \{X_{r_i}\}, \{X_{d_i}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}_{k \neq 2}, \tilde{Z}_{s_2} = M \right] = g_{s_2}(G) - g_{s_2}(M)$$

Como a diferença entre as médias logarítmicas é igual ao logaritmo da razão entre as médias geométricas, tem-se que a razão entre as médias geométricas é dada por:

$$\text{Exp}(g_{s_2}(G) - g_{s_2}(M))$$

Do que segue que a diferença percentual entre as médias geométricas de trabalhadores com as mesmas características e postos de trabalho similares nesses dois segmentos é dada por:

$$D_{GxM} = 100 \cdot (\text{Exp}(g_{s_2}(G) - g_{s_2}(M)) - 1)$$

De forma similar, tem-se que:

$$D_{GxP} = 100 \cdot (\text{Exp}(g_{s_2}(G) - g_{s_2}(P)) - 1)$$

e

$$D_{MxP} = 100 \cdot (\text{Exp}(g_{s_2}(M) - g_{s_2}(P)) - 1)$$

Enquanto algumas formas de discriminação e segmentação se caracterizam por um pequeno número de categorias (por exemplo, a segmentação urbano-rural), em outros casos, o número de categorias é elevado (por exemplo, a segmentação por Unidade da Federação). Quando o número de categorias é limitado, o grau de discriminação ou de segmentação pode ser investigado analisando-se individualmente todos os diferenciais, como no caso anterior, da segmentação entre regiões metropolitanas e municípios de médio e pequeno porte.

Entretanto, quando o número de categorias cresce, o número de diferenciais aumenta de forma quadrática. De fato, entre  $m$  categorias existem  $m(m-1)/2$  diferenciais distintos. Assim, quando existem mais de três categorias, torna-se impraticável examinar a evolução temporal de todos os diferenciais individualmente. Neste capítulo, esse é o caso

da segmentação por Unidade da Federação e por setor de atividade. No caso da segmentação por Unidade da Federação, existem 21 categorias e, portanto, 210 diferenciais para serem analisados; no caso da segmentação por setor de atividade, são 12 categorias e, portanto, 66 diferenciais a serem analisados. Nesses casos, é indispensável contarmos com uma medida sintética escalar que descreva o grau de segmentação.

Uma forma de reduzir o número de diferenciais a serem analisados consiste em calcular, para cada categoria, o diferencial em relação à média. Nesse caso, teríamos apenas  $m$ , em vez de  $m(m - 1)/2$  diferenciais a serem investigados. Com referência à categoria  $C$  do tipo  $l$  de segmentação, o diferencial a ser calculado seria:

$$g_{s_l}(C) - E[g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l})]$$

Dessa expressão, duas medidas escalares despontam. A primeira é seu próprio desvio-padrão,  $\sigma_{s_l}$ :<sup>9</sup>

$$\sigma_{s_l}^2 = Var[g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l})] = E[(g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l}) - E[g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l})])^2]$$

A outra usa a média dos desvios absolutos:

$$v_{s_l} = E[|g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l}) - E[g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l})]|]$$

A evolução desses indicadores de segmentação, entretanto, combina dois fatores: a evolução dos diferenciais entre segmentos e a evolução da distribuição da força de trabalho entre os segmentos. Com o objetivo de isolar as variações apenas nos diferenciais em remuneração, optamos por construir a evolução desses indicadores mantendo a distribuição da força de trabalho constante e igual à do início do período (1995). Mais precisamente calculamos:

$$\sigma_{s_l}^t = \sqrt{Var[g_{s_l}^t(\tilde{Z}_{s_l}^t)]}$$

e

$$v_{s_l}^t = E[|g_{s_l}^t(\tilde{Z}_{s_l}^t) - E[g_{s_l}^t(\tilde{Z}_{s_l}^t)]|]$$

em que o sobrescrito  $l$  denota a situação no início do período, e o sobrescrito  $t$  a situação no instante  $t$ .

<sup>9</sup> Note-se que, dessas expressões, não se segue que  $\sigma_{s_l}^2$  seja, conforme talvez fosse preferível, a média das variâncias das médias dos logaritmos das remunerações entre segmentos de trabalhadores com as mesmas características e em postos de trabalho similares. Isto é, nada garante que  $\sigma_{s_l}^2 = \tau_{s_l}^2$  em que:

$$\tau_{s_l}^2 = E[Var[E[Ln(W) | \{X_{r_i}\}, \{X_{d_j}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}]] | \{X_{r_i}\}, \{X_{d_j}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}_{k \neq l}]$$

Note-se que, da hipótese de separabilidade, segue-se que:

$$\tau_{s_l}^2 = E[Var[g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l}) | \{X_{r_i}\}, \{X_{d_j}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}_{k \neq l}]]$$

enquanto  $\sigma_{s_l}^2$  é definido por:

$$\sigma_{s_l}^2 = Var[g_{s_l}(\tilde{Z}_{s_l})]$$

Uma hipótese suficiente para  $\sigma_{s_l}^2 = \tau_{s_l}^2$  é que  $\tilde{Z}_{s_l}$  seja distribuído de forma independente de

$$(\{X_{r_i}\}, \{X_{d_j}\}, \{\tilde{Z}_{s_k}\}_{k \neq l}).$$

### 3 GRAUS DE DISCRIMINAÇÃO E DE SEGMENTAÇÃO

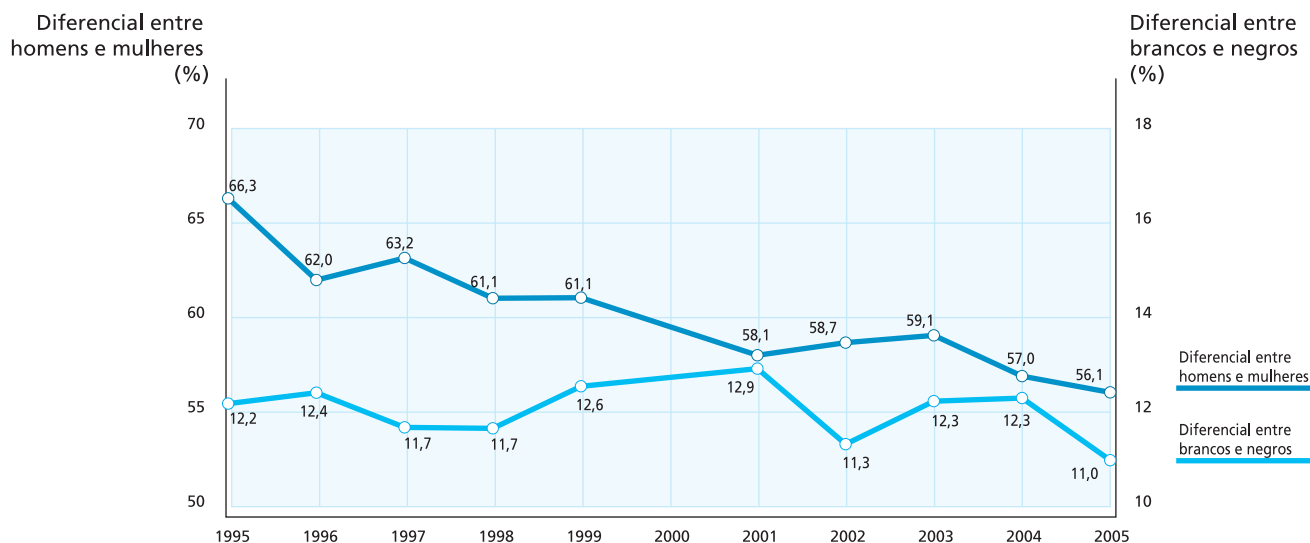
Com base na metodologia descrita na seção anterior, estimamos a evolução, ao longo da última década, dos graus de discriminação e de segmentação do mercado de trabalho brasileiro. Nesta seção, descrevemos e analisamos esses resultados.

#### 3.1 Discriminação no mercado de trabalho

No Brasil, como em praticamente todos os países, a remuneração das mulheres é muito inferior à dos homens: em 2005, homens com as mesmas características observáveis e inseridos no mesmo segmento do mercado de trabalho que as mulheres recebiam uma remuneração 56% maior (ver gráfico 1). Esses diferenciais declinaram 2 pontos percentuais entre 2001 e 2005, podendo, portanto, ter contribuído para o recente declínio no grau de desigualdade de rendimento do trabalho. Como homens e mulheres tendem a formar famílias, a discriminação contra a mulher no mercado de trabalho tende a ser eliminada pela suposta distribuição eqüitativa da renda no interior da família, hipótese implícita que se supõe ao usar-se a renda familiar *per capita*. Por essa razão, reduções na discriminação por gênero tendem a não influenciar a desigualdade em renda *per capita*.

#### GRÁFICO 1

Diferencial salarial entre homens e mulheres e entre brancos e negros – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1995 e 2005.



A análise do diferencial por cor indica que o grau de discriminação também é elevado, embora seja bem inferior ao correspondente diferencial por gênero. Em 2005, brancos com as mesmas características observáveis e inseridos no mesmo segmento do mercado de trabalho que os negros recebiam uma remuneração 11% maior. Entre 2001 e 2005, esses diferenciais também declinaram em 2 pontos percentuais.

Conforme já mencionado, esses diferenciais são controlados pelo segmento no qual o trabalhador se insere e, portanto, medem apenas a discriminação em remuneração. Uma avaliação da discriminação total no mercado de trabalho deveria incluir também o eventual acesso “mais fácil” que os homens e os brancos têm aos melhores segmentos do mercado de trabalho.

### 3.2 Segmentação espacial

Neste capítulo, investigamos três tipos de segmentação espacial: os diferenciais entre Unidades da Federação, os diferenciais entre regiões metropolitanas, municípios médios e pequenos de uma mesma Unidade da Federação, e os diferenciais entre áreas urbanas e rurais de um mesmo município.

**Unidades da Federação:** para avaliar o grau de segmentação do mercado de trabalho entre as Unidades da Federação, dividimos o País em 21 áreas, das quais 19 representam aquelas de todas as regiões, à exceção da Região Norte, e duas representam conglomerados de Unidades da Federação da Região Norte (ver tabela A1 do apêndice). Uma vez que consideramos 21 áreas geográficas, existem 210 diferenciais de remuneração cuja evolução se poderia investigar. Para simplificar a análise desses diferenciais, utilizamos as duas medidas escalares introduzidas na seção anterior.

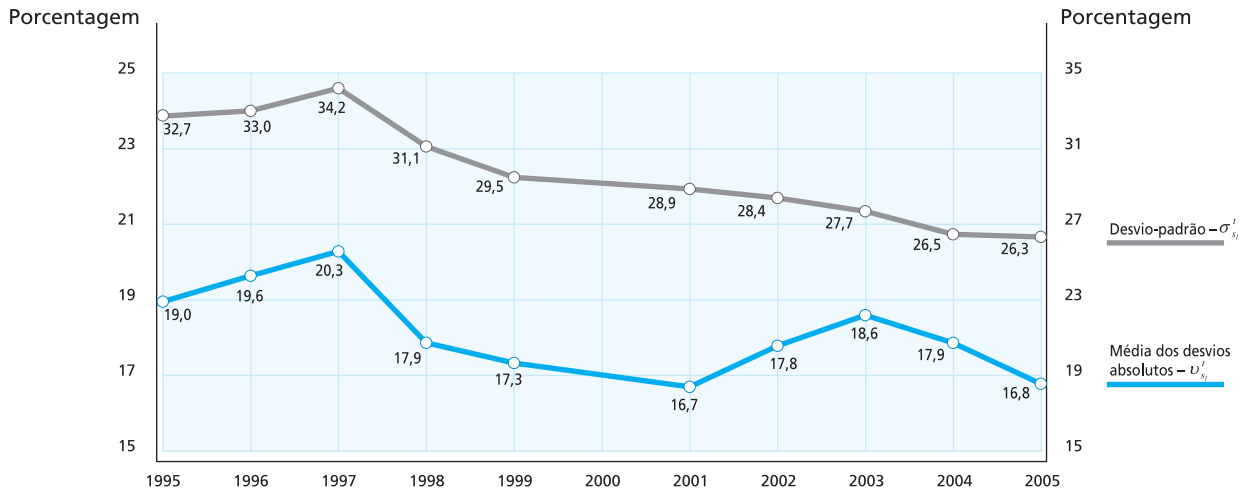
O gráfico 2 apresenta a evolução dessas duas medidas de segmentação do mercado de trabalho por Unidade da Federação, revelando uma certa tendência, ao longo da última década, de uma maior integração dos mercados de trabalho das diversas Unidades da Federação. Dessa forma, esse fator deve ter contribuído, em alguma medida, para a redução no grau de desigualdade de renda no País.

**Regiões metropolitanas, municípios de porte médio e pequeno:** a Pnad não permite identificar o município em que o entrevistado reside. Permite, no entanto, reconhecer se o entrevistado vive numa região metropolitana; se vive em um dos municípios que, por seu tamanho, foi selecionado com certeza para constituir a amostra da pesquisa (municípios auto-representativos), e se vive em um dos

municípios escolhidos ao acaso para formar a amostra. Dito de outra forma, com base nas informações da Pnad, é possível, para um estado como o de São Paulo, saber se os entrevistados vivem na região metropolitana, ou nos principais municípios do interior, ou nos demais municípios menores do estado.

## GRÁFICO 2

Evolução das disparidades em remuneração entre Unidades da Federação – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1995 a 2005.

O gráfico 3 apresenta a evolução do grau de segmentação do mercado de trabalho entre as regiões metropolitanas e os municípios médios e pequenos do interior. Esse gráfico revela que, em 2005, a remuneração média de trabalhadores com as mesmas características e inseridos no mesmo segmento do mercado de trabalho era cerca de 6% maior nas regiões metropolitanas do que nos municípios de porte médio, e 11% maior nesses municípios do que naqueles de pequeno porte.

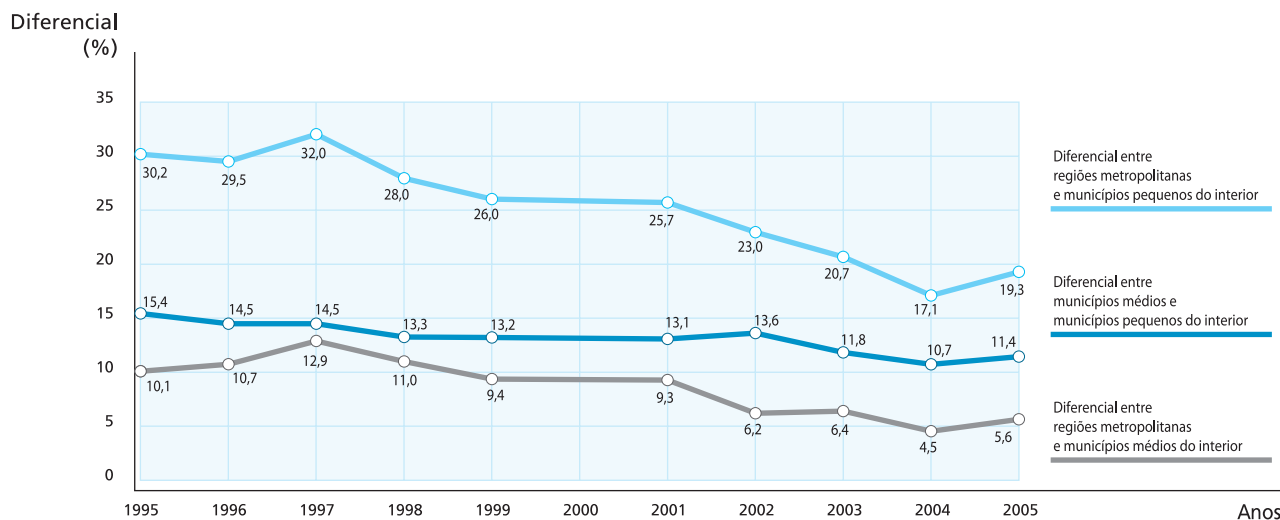
Esse gráfico revela também uma contínua redução nos diferenciais de remuneração entre esses segmentos do mercado de trabalho, ao longo de toda a década. Tal redução mostrou-se, entretanto, particularmente acentuada no último quadriênio.

Apesar da tendência de crescimento a partir de 2004, ao longo do último quadriênio, o diferencial entre as regiões metropolitanas e os municípios de médio porte do interior declinou em quase 4 pon-

tos percentuais. Entre as regiões metropolitanas e os municípios de pequeno porte, a redução foi de cerca de 6 pontos percentuais, o que levou o diferencial entre municípios de médio e pequeno porte a declinar em 2 pontos percentuais.

### GRÁFICO 3

Evolução do diferencial em remuneração entre regiões metropolitanas e municípios de médio e pequeno porte do interior – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1995 a 2005.

Essa maior integração das regiões metropolitanas com o interior, e dos municípios de médio porte com os de pequeno porte, encontra-se decisivamente entre os fatores determinantes da recente queda da desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*.

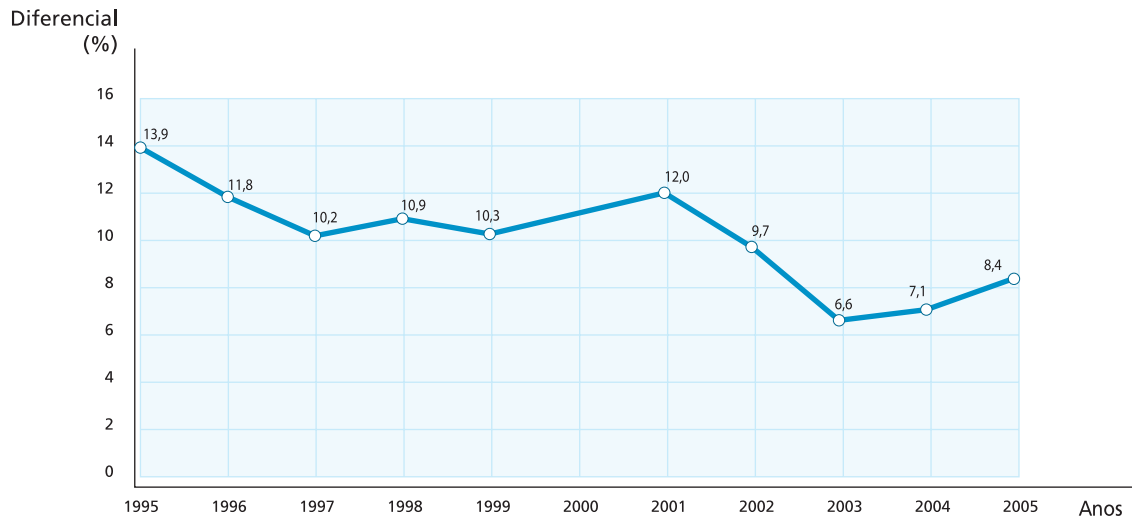
**Áreas urbanas e rurais:** mesmo dentro de um dado município persistem disparidades espaciais de remuneração entre trabalhadores com idênticas características produtivas. As mais notórias são as existentes entre as áreas urbanas e as rurais. Em 2005, trabalhadores urbanos recebiam uma remuneração cerca de 8% acima da dos trabalhadores rurais com idênticas características observáveis em postos de trabalho similares (ver gráfico 4).

Ao longo da última década, mas principalmente entre 2001 e 2003, o grau de integração dos mercados de trabalho urbano e rural aumentou significativamente, o que reduziu o diferencial em remuneração entre

essas duas áreas. Entre 2001 e 2005, esse diferencial declinou em cerca de 4 pontos percentuais. Essa redução no grau de segmentação urbano-rural do mercado de trabalho seguramente contribuiu para a recente queda tanto da desigualdade no rendimento do trabalho quanto da desigualdade em renda familiar *per capita* no País.

## GRÁFICO 4

Evolução do diferencial em remuneração entre as áreas urbanas e rurais – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1995 a 2005.

### 3.3 Segmentação entre os setores formal e informal

Uma das formas de segmentação mais visível na economia brasileira é a existente entre os segmentos formal e informal, seja aquela existente entre empregados formais e informais, seja aquela entre empregados formais e trabalhadores por conta própria.<sup>10</sup> Tipicamente, empregados informais e trabalhadores por conta própria recebem remunerações 40% inferiores às de trabalhadores formais com as mesmas características produtivas e inseridos no mesmo segmento do mercado de trabalho.

Ao longo da última década, a despeito do declínio do grau de informalidade,<sup>11</sup> o diferencial em remuneração tanto entre empregados formais e informais quanto entre empregados formais e trabalhadores por conta própria aumentou significativamente. Conforme revela o

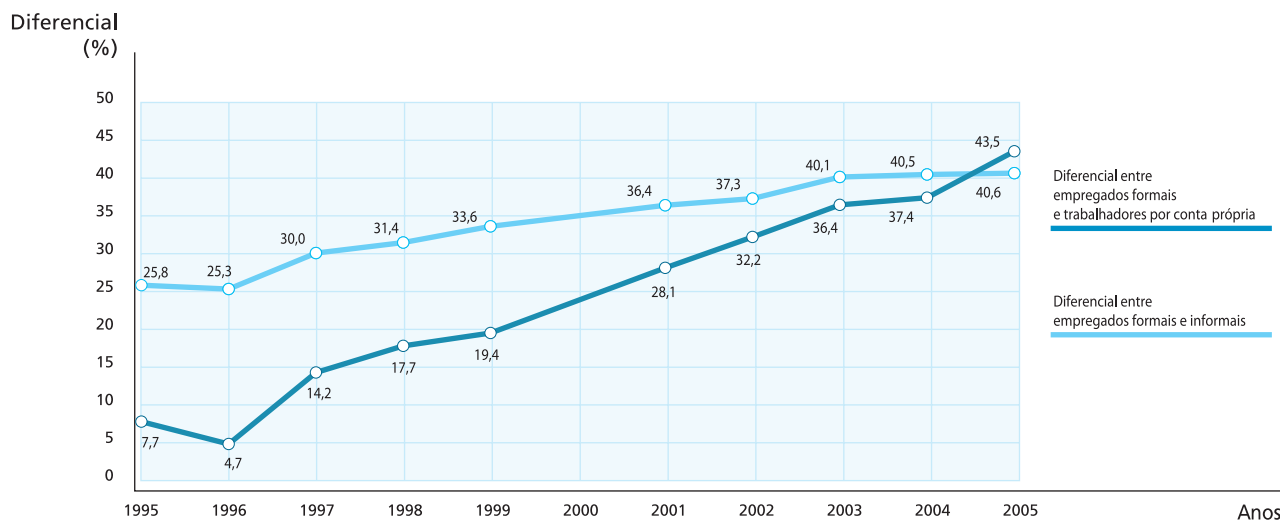
<sup>10</sup> Empregados informais são aqueles que não possuem carteira de trabalho assinada. Empregados formais são aqueles que possuem carteira de trabalho assinada ou são funcionários públicos.

<sup>11</sup> O grau de informalidade é definido como a proporção da força de trabalho que se encontra no segmento informal, ou seja, que é ou empregado informal ou trabalhador por conta própria.

gráfico 5, apenas no último quadriênio (2001-2005), o diferencial entre empregados formais e informais cresceu 4 pontos percentuais, e entre empregados formais e trabalhadores por conta própria aumentou quase 15 pontos percentuais.

## GRÁFICO 5

Evolução do diferencial em remuneração entre os segmentos formal e informal – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1995 a 2005.

Assim, embora a redução no grau de informalidade possa ter contribuído para reduzir a desigualdade de renda, o aumento no diferencial de remuneração entre trabalhadores formais e informais tem agido na direção contrária. Portanto, a evolução da segmentação formal-informal definitivamente não se encontra entre os fatores que contribuíram para a recente queda no grau de desigualdade de renda do País.

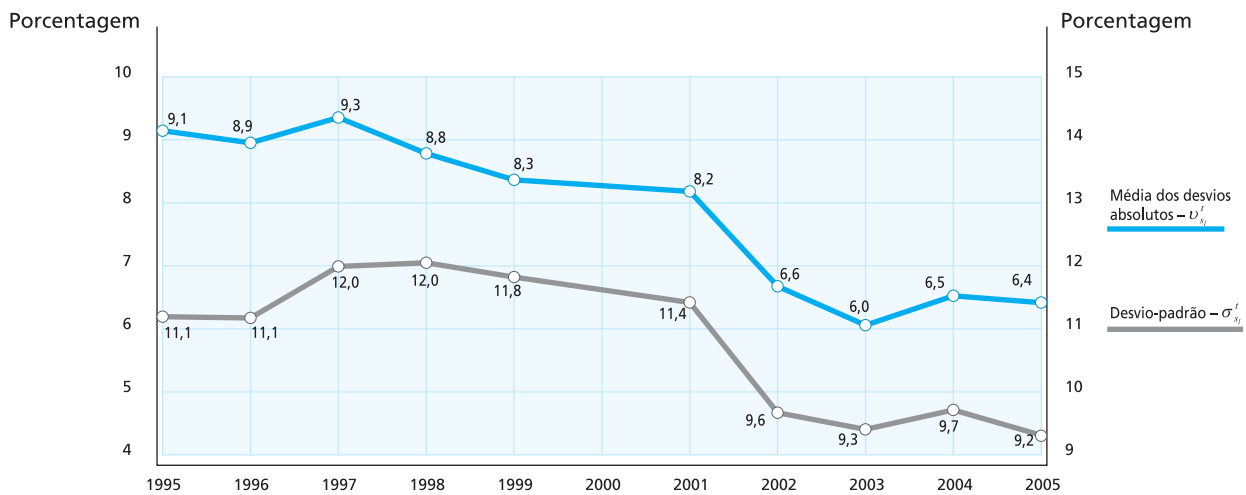
### 3.4 Segmentação por setor de atividade

Para avaliar o grau de segmentação por setor de atividade, agrupamos os setores de atividade em 12 grupos (ver tabela A1 do apêndice). Existem, portanto, 66 diferenciais intersetoriais de remuneração, cuja evolução se poderia investigar. Para simplificar a análise da evolução desses diferenciais, calculamos, como no caso dos diferenciais entre as Unidades da Federação, as duas medidas sintéticas introduzidas na seção anterior.

A evolução dessas duas medidas ao longo da última década é apresentada no gráfico 6. Conforme esse gráfico demonstra, na última década os diferenciais entre os setores de atividade declinaram cerca de 2 pontos percentuais. Praticamente todo o declínio ocorreu no último quadriênio. Portanto, a redução no grau de segmentação setorial está também entre os fatores que contribuíram para a queda recente no grau de desigualdade em rendimento do trabalho e em renda *per capita*.

## GRÁFICO 6

Evolução das disparidades em remuneração entre os setores de atividades – 1995-2005



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1995 a 2005.

### 3.5 Sumário

Nesta seção, investigamos a evolução de duas formas de discriminação e cinco formas de segmentação no mercado de trabalho. Com exceção da segmentação entre os segmentos formal e informal, todas as demais formas de discriminação e de segmentação declinaram ao longo da década e, em particular, ao longo do último quadriênio. Esse declínio no grau de discriminação e de segmentação do mercado de trabalho contribuiu para a recente redução da desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*. A importância da contribuição de cada uma dessas mudanças e de seu conjunto será investigada nas duas próximas seções.

Antes, porém, vale ressaltar que, apesar da redução nos graus de discriminação e de segmentação, muitos deles ainda permanecem extremamente elevados. Por sua magnitude, merecem atenção o diferencial por gênero e o grau de segmentação formal-informal. Em ambos os casos, o diferencial entre trabalhadores com idênticas características em postos de trabalho similares supera 40%.

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 Relação entre discriminação, segmentação e desigualdade de renda

Na seção anterior, estimamos a evolução do grau de segmentação e de discriminação do mercado de trabalho brasileiro. Vimos que importantes transformações ocorreram com substanciais impactos potenciais sobre o grau de desigualdade em rendimento do trabalho e em renda *per capita*. Nesta seção, apresentamos a metodologia que será utilizada para estimar a contribuição de cada uma dessas transformações, bem como a de seu conjunto para a queda recente na desigualdade de renda no País.

Se  $\theta$  denota a medida de desigualdade a ser utilizada, e  $\Theta$  a função que a relaciona à distribuição cuja desigualdade se deseja medir, então teremos que a desigualdade na distribuição da remuneração do trabalho,  $\theta_w$ , será dada por  $\theta_w = \Theta(F_w)$ , e a desigualdade na distribuição da renda familiar *per capita*,  $\theta_y$ , será dada por  $\theta_y = \Theta(F_y)$ , em que  $F_y$  denota a distribuição da renda familiar *per capita*,  $Y$ .

Para cada pessoa,  $p$ , a renda *per capita* da família à qual pertence,  $Y(p)$ , relaciona-se à remuneração dos trabalhadores via:

$$Y(p) = O(p) + \frac{1}{M(p)} \sum_{q \in \Omega(p)} W(q)$$

em que  $O(p)$  denota a renda *per capita* não derivada do trabalho da família à qual a pessoa  $p$  pertence,  $M(p)$  denota o número de membros dessa família, e  $\Omega(p)$  o conjunto de trabalhadores que pertencem a essa família. Essa expressão revela como a renda familiar *per capita* se relaciona à remuneração do trabalho. Por sua vez, a expressão introduzida anteriormente, ou seja:

$$\begin{aligned} \ln(W(q)) = & \sum_i g_{p_i} (X_{p_i}(q)) \\ & + \sum_j g_{d_j} (X_{d_j}(q)) + \sum_k g_{s_k} (\tilde{Z}_{s_k}(q)) + V(q) \end{aligned}$$

revela como a remuneração do trabalho se relaciona com os diversos tipos de discriminação  $\{g_{d_j}\}$  e com os diversos tipos de segmentação  $\{g_{s_k}\}$ . Essas expressões mostram que a distribuição da remuneração do trabalho e, em particular, a distribuição da renda familiar *per capita* dependem de uma grande variedade de fatores. Neste capítulo, entretanto, nosso objetivo limita-se à dependência dessas distribuições ao grau de segmentação  $\{g_{s_k}\}$  e de discriminação  $\{g_{d_j}\}$  no mercado de trabalho. Assim, mantendo-se constante a distribuição conjunta tanto das características produtivas e não-produtivas dos trabalhadores quanto das características dos postos de trabalho,  $F_{X,\tilde{Z}}$ , assim como a relação entre a remuneração do trabalho e as características produtivas,  $\{g_{p_i}\}$ , temos que a distribuição das remunerações do trabalho vai depender apenas dos graus de segmentação  $\{g_{s_k}\}$  e de discriminação  $\{g_{d_j}\}$ . Dessa forma, tudo mais constante, temos que:

$$F_W = \Psi_W(g_{d_1}, g_{d_2}, g_{s_1}, \dots, g_{s_5})$$

Supondo que a distribuição da renda não derivada do trabalho se mantenha inalterada, assim como os arranjos familiares e a participação no mercado de trabalho, teremos também que:

$$F_Y = \Psi_Y(g_{d_1}, g_{d_2}, g_{s_1}, \dots, g_{s_5})$$

Daí segue que, tudo mais constante, os graus de desigualdade também podem ser expressos como uma função da discriminação e da segmentação no mercado de trabalho, isto é:

$$\theta_H = \Theta(F_H) = \Theta(\Psi_H(g_{d_1}, g_{d_2}, g_{s_1}, \dots, g_{s_5}))$$

para  $H = W, Y$ .

## 4.2 Definindo as contribuições

A seguir apresentamos como será definida a contribuição da redução no grau de cada tipo de discriminação e de segmentação para a queda na desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*. Mostramos também como o mesmo procedimento pode ser utilizado para definir a contribuição conjunta dos diversos tipos de discriminação e de segmentação.



Se utilizarmos o sobrescrito  $I$  para denotar o ano inicial (1995), e o sobrescrito  $F$  para denotar o ano final (2005), então as quedas nos graus de desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita* serão dadas por  $\Delta_W = \theta_W^F - \theta_W^I$  e  $\Delta_Y = \theta_Y^F - \theta_Y^I$ . O objetivo final é investigar em que medida mudanças nos graus de discriminação e de segmentação contribuíram para essas reduções no grau de desigualdade. Mais especificamente, o que se deseja estimar para é cada tipo de segmentação, entre áreas urbanas e rurais, por exemplo,  $s_3$ :

$$Q_{H,s_3} = \frac{\theta_H^F - \Theta\left(\Psi_H^F\left(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^I, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F\right)\right)}{\Delta_H}$$

para  $H = W, Y$ .<sup>12</sup> E, para cada tipo de discriminação, por exemplo, por cor,  $d_2$ :

$$Q_{H,d_2} = \frac{\theta_H^F - \Theta\left(\Psi_H^F\left(g_{d_1}^F, g_{d_2}^I, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^F, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F\right)\right)}{\Delta_H}$$

para  $H = W, Y$ . De forma similar, é possível definir a contribuição das mudanças em todas as formas de segmentação e em todas as formas de discriminação, respectivamente, via:

$$Q_{H,s} = \frac{\theta_H^F - \Theta\left(\Psi_H^F\left(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^I, g_{s_2}^I, g_{s_3}^I, g_{s_4}^I, g_{s_5}^I\right)\right)}{\Delta_H}$$

$$Q_{H,d} = \frac{\theta_H^F - \Theta\left(\Psi_H^F\left(g_{d_1}^I, g_{d_2}^I, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^F, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F\right)\right)}{\Delta_H}$$

para  $H = W, Y$ . Por fim, o impacto conjunto das mudanças em todos os tipos de segmentação e de discriminação pode ser expresso por:

$$Q_{H,d,s} = \frac{\theta_H^F - \Theta\left(\Psi_H^F\left(g_{d_1}^I, g_{d_2}^I, g_{s_1}^I, g_{s_2}^I, g_{s_3}^I, g_{s_4}^I, g_{s_5}^I\right)\right)}{\Delta_H}$$

para  $H = W, Y$ .<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Como a função  $\Psi_H$ , introduzida na subseção anterior, indica como a distribuição de renda depende dos graus de discriminação e de segmentação, mantendo tudo mais constante, quando se passa a trabalhar com mais de um momento no tempo, é necessário indicar a que ponto no tempo se refere o que se manteve constante. Assim, para esclarecer que as demais condições estarão sempre sendo mantidas constantes e iguais às vigentes no final do período, acrescentamos o sobrescrito  $F$  para obter  $\Psi_H^F$ .

<sup>13</sup> Vale notar que, embora seja sempre verdade que  $\theta_H^F = \Theta\left(\Psi_H^F\left(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^F, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F\right)\right)$ ,

em geral, não é verdade que

$$\theta_H^I = \Theta\left(\Psi_H^F\left(g_{d_1}^I, g_{d_2}^I, g_{s_1}^I, g_{s_2}^I, g_{s_3}^I, g_{s_4}^I, g_{s_5}^I\right)\right),$$

uma vez que, tipicamente, a situação inicial e final diferem com relação a outros fatores, além da discriminação e da segmentação no mercado de trabalho.

### 4.3 Estimando as contribuições

Na seção anterior, descrevemos como as contribuições individual e conjunta dos diversos tipos de segmentação e discriminação são definidas neste capítulo. O objetivo desta seção é descrever como essas contribuições podem ser empiricamente estimadas. O procedimento utilizado segue o proposto originalmente por Langoni (2005),<sup>14</sup> que se baseia em simulações contrafactuais. O princípio consiste em prever, para cada trabalhador  $q$ , presente no instante final, qual seria seu rendimento do trabalho; e para cada pessoa  $p$ , também presente no instante final, qual seria a renda *per capita* da família à qual pertence caso um ou vários graus de segmentação e de discriminação fossem o da situação inicial, tudo mais permanecendo igual à situação final.

**Impacto de reduções em um dado tipo de segmentação ou de discriminação:** com vistas em avaliar a contribuição das mudanças no grau de um dado tipo de segmentação, iniciamos construindo o seguinte rendimento contrafactual:

$$\ln(W_{s_l}^C) = \sum_i g_{p_i}^F(X_{p_i}^F) + \sum_j g_{d_j}^F(X_{d_j}^F) + \sum_{k \neq l} g_{s_k}^F(\tilde{Z}_{s_k}^F) + g_{s_l}^I(\tilde{Z}_{s_l}^F) + V^F$$

Note-se que esse rendimento é o que os trabalhadores na situação final teriam, caso tudo fosse igual à situação final, exceto o grau de segmentação do tipo  $l$ . Portanto, se, por exemplo,  $l = 3$ ,

$$F_{W_{s_3}^C} = \Psi_W^F(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^I, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F)$$

e, portanto,

$$\frac{\theta_W^F - \Theta(F_{W_{s_3}^C})}{\Delta_W} = \frac{\theta_W^F - \Theta(\Psi_W^F(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^I, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F))}{\Delta_W} = Q_{W, s_3}$$

A contribuição para a desigualdade em renda *per capita* é, então, obtida construindo-se para cada pessoa  $p$  presente no instante final, a partir dessa remuneração do trabalho, a seguinte renda familiar *per capita* contrafactual:

$$Y_{s_3}^C(p) = O^F(p) + \frac{1}{M^F(p)} \sum_{q \in \Omega^F(p)} W_{s_3}^C(q)$$

Assim, se, por exemplo,  $l = 3$ ,

$$F_{Y_{s_3}^C} = \Psi_Y^F(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^I, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F)$$

<sup>14</sup> Ver também Barros, Corseuil e Leite (1999).

e, portanto,

$$\frac{\theta_Y^F - \Theta(F_{Y_{s_3}^C})}{\Delta_Y} = \frac{\theta_Y^F - \Theta(\Psi_Y^F(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^F, g_{s_2}^F, g_{s_3}^I, g_{s_4}^F, g_{s_5}^F))}{\Delta_Y} = Q_{Y, s_3}$$

**Impacto conjunto de reduções na segmentação ou na discriminação:** com vista em estimar o impacto conjunto de todas as mudanças ocorridas na segmentação ou na discriminação, prosseguimos de forma análoga ao anteriormente descrito. Por exemplo, para estimar a contribuição das mudanças em todas as formas de segmentação, construímos o seguinte rendimento contrafactual:

$$\ln(W_s^C) = \sum_i g_{p_i}^F(X_{p_i}^F) + \sum_j g_{d_j}^F(X_{d_j}^F) + \sum_k g_{s_k}^I(\tilde{Z}_{s_k}^F) + V^F$$

e, para cada pessoa  $p$  presente no instante inicial, a partir dessa remuneração do trabalho, a seguinte renda familiar *per capita* contrafactual foi construída:

$$Y_s^C(p) = O^F(p) + \frac{1}{M^F(p)} \sum_{q \in \Omega^F(p)} W_s^C(q)$$

Dessas expressões, segue-se que:

$$\frac{\theta_H^F - \Theta(F_{H_s^C})}{\Delta_H} = \frac{\theta_H^F - \Theta(\Psi_H^F(g_{d_1}^F, g_{d_2}^F, g_{s_1}^I, g_{s_2}^I, g_{s_3}^I, g_{s_4}^I, g_{s_5}^I))}{\Delta_H} = Q_{H, s}$$

para  $H = W, Y$ .

Expressões análogas permitem estimar a contribuição conjunta das mudanças nas diversas formas de discriminação e, também, a do conjunto das mudanças na discriminação e na segmentação.

## 5 RESULTADOS

O objetivo desta seção é analisar a contribuição das reduções nos graus de segmentação e de discriminação no mercado de trabalho brasileiro para a queda na desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita* no País. Os resultados obtidos constam das tabelas 1A e 1B.

TABELA 1A

Reduções no grau de desigualdade em remuneração do trabalho caso o impacto dos diferenciais em remuneração das seguintes características dos trabalhadores fossem, em 2005, as mesmas de 2001

	Grau de desigualdade (coeficiente de Gini)		Redução	Contribuição para redução no grau de desigualdade (%)
	2001	2005		
Distribuição original	0,564	0,542	0,022	100
Imperfeições no mercado de trabalho (discriminação e segmentação)	0,564	0,550	0,014	34,7
Discriminação no posto de trabalho	0,564	0,544	0,020	9,5
Gênero do trabalhador	0,564	0,543	0,021	2,21
Cor do trabalhador	0,564	0,544	0,020	7,44
Segmentação do mercado de trabalho	0,564	0,548	0,016	25,7
Localização geográfica	0,564	0,547	0,017	22,3
Localização espacial (entre Unidades da Federação)	0,564	0,544	0,020	6,89
Porte do município	0,564	0,545	0,019	12,0
Localização na área urbana-rural	0,564	0,543	0,021	3,95
Formal-informal	0,564	0,540	0,024	-10,8
Setor de atividade	0,564	0,546	0,018	17,5

Fonte: Estimativas feitas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2001 e 2005  
Nota: As estimativas desta tabela não incluem a renda proveniente do aluguel imputado e ajustes nas transferências.

TABELA 1B

Reduções no grau de desigualdade em renda *per capita* caso o impacto dos diferenciais em remuneração das seguintes características dos trabalhadores fossem, em 2005, as mesmas de 2001

	Grau de desigualdade (coeficiente de Gini)		Redução	Contribuição para redução no grau de desigualdade (%)
	2001	2005		
Distribuição original	0,593	0,566	0,027	100
Imperfeições no mercado de trabalho (discriminação e segmentação)	0,593	0,571	0,022	18,0
Discriminação no posto de trabalho	0,593	0,567	0,026	4,24
Gênero do trabalhador	0,593	0,566	0,027	-0,26
Cor do trabalhador	0,593	0,567	0,026	4,53
Segmentação do mercado de trabalho	0,593	0,570	0,024	13,7
Localização geográfica	0,593	0,569	0,024	11,4
Localização espacial (entre Unidades da Federação)	0,593	0,567	0,027	2,05
Porte do município	0,593	0,568	0,026	6,73
Localização na área urbana-rural	0,593	0,567	0,027	2,52
Formal-informal	0,593	0,564	0,029	-7,13
Setor de atividade	0,593	0,569	0,025	10,1

Fonte: Estimativas feitas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2001 e 2005.  
Nota: As estimativas desta tabela não incluem a renda proveniente do aluguel imputado e ajustes nas transferências.

**Discriminação no mercado de trabalho:** como vimos no gráfico 1, os diferenciais salariais entre homens e mulheres declinaram 2 pontos percentuais entre 2001 e 2005. Essa redução na discriminação por gênero no mercado de trabalho pouco contribuiu, entretanto, para o recente declínio no grau de desigualdade de rendimento e, em particular, em renda *per capita*. De fato, essa queda na discriminação foi responsável por apenas 2% da queda no grau de desigualdade em rendimento do trabalho, e em nada contribuiu para a redução na desigualdade em renda *per capita*.

O diferencial de remuneração por cor também declinou em 2 pontos percentuais entre 2001 e 2005. Apesar disso, sua contribuição para a redução no grau de desigualdade foi bem maior que a da queda na discriminação por gênero. De fato, a redução na discriminação por cor foi responsável por 7% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por 5% da queda na desigualdade em renda *per capita*.

A contribuição combinada das reduções na discriminação por gênero e por cor para a redução da desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita* foi de 10% e de 4%, respectivamente.

**Segmentação espacial:** conforme vimos na seção 3, todos os três tipos de segmentação espacial investigados declinaram entre 2001 e 2005. A contribuição conjunta dessas reduções na segmentação espacial para a redução da desigualdade em remuneração do trabalho e em renda familiar *per capita* foi de 22% e de 11%, respectivamente.

Embora todos os três componentes investigados tenham contribuído, em alguma medida, para a queda na desigualdade, a contribuição do declínio nos diferenciais entre regiões metropolitanas e municípios médios e pequenos do interior foi particularmente mais elevada. A redução desses diferenciais foi responsável por 12% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por 7% da queda na desigualdade em renda *per capita*. Os diferenciais entre as Unidades da Federação foram responsáveis por 7% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por apenas 2% da queda na desigualdade em renda *per capita*. Por fim, a redução dos diferenciais entre áreas rurais e urbanas contribuiu para a redução da desigualdade em remuneração do trabalho e de renda entre famílias em apenas 4% e 3%, respectivamente.

**Segmentação formal-informal:** como vimos anteriormente, apesar de a redução no grau de informalidade poder ter contribuído para diminuir a desigualdade de renda, o aumento no diferencial de remuneração entre trabalhadores formais e informais tem agido na direção

contrária. De fato, os resultados indicam que, se o grau de segmentação no mercado de trabalho não tivesse aumentado no último quadriênio, a queda da desigualdade em remuneração do trabalho e de renda entre famílias teria sido 11% e 7% maior, respectivamente, do que aquela que efetivamente ocorreu.

**Segmentação por setor de atividade:** conforme vimos na seção 3, ao longo do último quadriênio, os diferenciais em remuneração intersetoriais declinaram acentuadamente, contribuindo de forma significativa para a concomitante queda na desigualdade de renda. De fato, a redução na segmentação setorial foi responsável por 18% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, e por 10% da queda na desigualdade em renda *per capita*.

**Contribuição conjunta:** ao longo do último quadriênio, declinaram todas as formas de discriminação e de segmentação investigadas neste capítulo, com exceção da segmentação formal-informal. Em conjunto, essas reduções nos graus de discriminação e de segmentação foram responsáveis por 35% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, contribuindo a redução na discriminação com cerca de 10%, e a redução na segmentação com 25%. Em relação à queda na desigualdade em renda *per capita*, as reduções nos graus de discriminação e de segmentação foram responsáveis, em conjunto, por 18%, respondendo a discriminação por 4%, e a segmentação pelos restantes 14%.

## 6 CONCLUSÕES

Entre 2001 e 2005, a desigualdade de rendimentos do trabalho reduziu e contribuiu com metade da queda da desigualdade da renda familiar. Embora a redução na desigualdade de rendimentos do trabalho venha ocorrendo sistematicamente desde o Plano Real, esse processo intensificou-se a partir de 2001.

Neste capítulo, avaliamos a contribuição de duas formas de discriminação (por gênero e cor) e três tipos de segmentação (espacial, setorial e entre os segmentos formal e informal), no mercado de trabalho, para a redução do grau de desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*. Vimos que, com exceção da segmentação entre os segmentos formal e informal, todas as demais formas de discriminação e de segmentação declinaram ao longo da década e, em particular, no último quadriênio.

Essa redução nas imperfeições do mercado de trabalho, com sua crescente integração, teve um papel fundamental para explicar a queda da desigualdade em rendimentos do trabalho e em renda *per capita*.

As quedas nos graus de segmentação geográfica (particularmente a segmentação entre capitais e municípios do interior) e setorial foram os fatores que mais contribuíram para a redução recente dessa desigualdade. De fato, conforme vimos nas tabelas 1a e 1b, a redução no grau de segmentação geográfica contribuiu para explicar 22% e 11% da queda recente de desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*, respectivamente. A redução no grau de segmentação entre setores de atividade contribuiu para explicar 10% e 18% dessa queda recente no grau de desigualdade em remuneração do trabalho e em renda *per capita*, respectivamente.

Em conjunto, as reduções nos graus de discriminação e de segmentação foram responsáveis por 35% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, contribuindo a redução na discriminação com cerca de 10%, e a redução na segmentação com 25%. Em relação à queda na desigualdade em renda *per capita*, as reduções nos graus de discriminação e de segmentação foram responsáveis, em conjunto, por 18%, respondendo a discriminação por 4%, e a segmentação pelos restantes 14%.

Por fim, vale ressaltar que, a despeito da redução nos graus de discriminação e de segmentação, muitos deles ainda permanecem extremamente elevados, como os diferenciais por gênero e o grau de segmentação formal-informal. Em ambos os casos, o diferencial entre trabalhadores com idênticas características em postos de trabalho similares supera 40%.

## 7 REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. de et al. Conseqüências e causas imediatas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. In: PARCERIAS ESTRATÉGICAS. **Análise sobre a pesquisa nacional por amostra de domicílios** (Pnad 2004). Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, n. 22, 2006a, p. 89-119. Edição especial.

\_\_\_\_\_. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**: revista do programa de Pós-Graduação em Economia da UFF, v. 8, n. 1, 2006b, p. 117-147.

BARROS, R. P. de; COURSEUIL, C. H.; LEITE, P. Labor market and poverty in Brazil. **Revista de Econometria**, v. 19, n. 2, nov. 1999.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. Geração e reprodução da desigualdade de renda no Brasil. In: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). **Perspectivas da economia brasileira – 1994**, p. 471-490. Rio de Janeiro: Ipea, 1993.

\_\_\_\_\_. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **A economia brasileira em perspectiva – 1996**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 2, p. 421-474, 1996.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. Decomposing changes in the distribution of household incomes: methodological aspects. In: BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LUSTIG, N. (Eds.). **The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America**. Washington: The World Bank, 2004, p. 83-124.

FERREIRA, F. et al. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, jun. 2006.

HERRÁN, C. A. **Reduzindo a pobreza e a desigualdade no Brasil**. Brasília: Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2005.

HOFFMANN, R. As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 2, jun. 2005.

\_\_\_\_\_. Brasil, 2004: menos pobres e menos ricos. In: PARCERIAS ESTRATÉGICAS. **Análise sobre a pesquisa nacional por amostra de domicílios** (Pnad 2004). Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, n. 22, 2006a, p. 77-87. Edição especial.

\_\_\_\_\_. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**: revista do programa de Pós-Graduação em Economia da UFF, v. 8, n. 1, 2006b, p. 55-81.



INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006 (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.

LANGONI, C. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. 3. ed. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 2005.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995-2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, jun. 2006.

TABELA A1  
Impacto das características dos trabalhadores sobre sua remuneração

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Intercepto	3,962	4,045	4,019	4,029	3,972	3,882	3,910	3,866	3,860	3,912
Idade	0,077	0,075	0,077	0,076	0,076	0,077	0,076	0,076	0,076	0,074
Idade ao quadrado (x 100)	-0,081	-0,079	-0,080	-0,078	-0,079	-0,079	-0,078	-0,077	-0,077	-0,075
Escolaridade										
0 ano de estudo <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1 ano de estudo	0,051	0,080	0,093	0,089	0,066	0,065	0,082	0,088	0,054	0,056
2 anos de estudo	0,147	0,133	0,133	0,131	0,121	0,123	0,140	0,128	0,132	0,132
3 anos de estudo	0,197	0,189	0,204	0,198	0,188	0,170	0,179	0,175	0,187	0,186
4 anos de estudo	0,303	0,301	0,300	0,291	0,278	0,275	0,283	0,283	0,284	0,275
5 anos de estudo	0,364	0,333	0,359	0,349	0,339	0,328	0,337	0,313	0,325	0,325
6 anos de estudo	0,408	0,400	0,388	0,381	0,366	0,368	0,351	0,377	0,360	0,361
7 anos de estudo	0,450	0,426	0,423	0,427	0,406	0,383	0,407	0,410	0,398	0,393
8 anos de estudo	0,559	0,545	0,536	0,512	0,507	0,494	0,474	0,474	0,467	0,467
9 anos de estudo	0,565	0,567	0,561	0,533	0,497	0,493	0,476	0,487	0,475	0,494
10 anos de estudo	0,672	0,636	0,647	0,611	0,592	0,573	0,560	0,548	0,560	0,538
11 anos de estudo	0,916	0,885	0,886	0,851	0,808	0,775	0,769	0,748	0,739	0,724
12 anos de estudo	1,161	1,101	1,059	1,035	1,046	1,062	1,034	1,014	1,006	0,988
13 anos de estudo	1,189	1,170	1,179	1,104	1,103	1,076	1,129	1,063	1,051	1,052
14 anos de estudo	1,332	1,300	1,261	1,249	1,251	1,211	1,185	1,184	1,132	1,094
15 anos de estudo	1,613	1,571	1,542	1,538	1,526	1,503	1,532	1,491	1,460	1,441
16 anos de estudo	1,807	1,740	1,744	1,746	1,731	1,720	1,724	1,671	1,688	1,652
17 anos de estudo	2,225	2,149	2,211	2,161	2,066	2,123	2,190	2,094	2,137	2,125
Sexo										
Homem	0,509	0,483	0,490	0,477	0,477	0,458	0,462	0,464	0,451	0,445
Mulher <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cor										
Branco	0,130	0,133	0,124	0,124	0,134	0,139	0,120	0,131	0,131	0,117
Negro <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

(continua)

(continuação)

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Unidade da Federação										
Pará, Amapá ou Tocantins	-0,338	-0,381	-0,391	-0,388	-0,358	-0,251	-0,280	-0,266	-0,201	-0,183
Rondônia, Roraima, Amazonas ou Acre	-0,123	-0,126	-0,126	-0,153	-0,161	-0,144	-0,154	-0,130	-0,095	-0,064
Maranhão	-0,706	-0,666	-0,782	-0,687	-0,517	-0,348	-0,490	-0,436	-0,520	-0,525
Piauí	-0,796	-0,765	-0,846	-0,742	-0,704	-0,675	-0,717	-0,824	-0,766	-0,740
Ceará	-0,632	-0,690	-0,696	-0,666	-0,656	-0,678	-0,603	-0,608	-0,591	-0,616
Rio Grande do Norte	-0,542	-0,540	-0,520	-0,456	-0,493	-0,445	-0,448	-0,472	-0,471	-0,402
Paraíba	-0,629	-0,680	-0,673	-0,549	-0,550	-0,545	-0,490	-0,523	-0,522	-0,418
Pernambuco	-0,520	-0,570	-0,557	-0,562	-0,593	-0,516	-0,525	-0,532	-0,497	-0,471
Alagoas	-0,408	-0,439	-0,411	-0,439	-0,415	-0,459	-0,447	-0,479	-0,446	-0,362
Sergipe	-0,397	-0,429	-0,485	-0,436	-0,477	-0,405	-0,367	-0,374	-0,333	-0,334
Bahia	-0,469	-0,496	-0,485	-0,446	-0,444	-0,447	-0,466	-0,438	-0,386	-0,361
Minas Gerais	-0,320	-0,350	-0,331	-0,314	-0,315	-0,283	-0,277	-0,290	-0,236	-0,213
Espírito Santo	-0,263	-0,285	-0,235	-0,293	-0,231	-0,257	-0,228	-0,216	-0,213	-0,169
Rio de Janeiro	-0,360	-0,318	-0,341	-0,270	-0,237	-0,193	-0,156	-0,152	-0,117	-0,124
São Paulo <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Paraná	-0,230	-0,222	-0,213	-0,221	-0,221	-0,190	-0,166	-0,150	-0,114	-0,091
Santa Catarina	-0,044	-0,072	-0,040	-0,067	-0,081	-0,049	-0,004	0,027	0,019	0,069
Rio Grande do Sul	-0,267	-0,293	-0,278	-0,266	-0,248	-0,205	-0,178	-0,153	-0,117	-0,116
Mato Grosso do Sul	-0,212	-0,268	-0,234	-0,224	-0,233	-0,176	-0,185	-0,143	-0,094	-0,087
Mato Grosso	-0,098	-0,111	-0,117	-0,113	-0,091	0,032	0,025	0,037	0,115	0,073
Goiás	-0,281	-0,240	-0,250	-0,231	-0,222	-0,187	-0,162	-0,106	-0,094	-0,079
Distrito Federal	-0,038	-0,044	-0,042	-0,027	-0,055	-0,008	0,035	0,032	0,073	0,074
Área										
Urbana	0,130	0,112	0,097	0,104	0,098	0,113	0,093	0,064	0,068	0,081
Rural <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Porte do município										
Regiões metropolitanas <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Auto-representativo	-0,096	-0,102	-0,121	-0,104	-0,090	-0,089	-0,060	-0,062	-0,044	-0,055
Não auto-representativo	-0,264	-0,259	-0,278	-0,246	-0,231	-0,229	-0,207	-0,188	-0,158	-0,176
Posição na ocupação										
Funcionário público	-0,009	-0,043	-0,019	-0,044	-0,053	-0,021	0,028	0,011	0,011	0,032
Empregado com carteira <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Empregado sem carteira	-0,229	-0,225	-0,263	-0,273	-0,290	-0,310	-0,317	-0,337	-0,340	-0,341
Trabalhador por conta-própria	-0,074	-0,046	-0,133	-0,163	-0,178	-0,247	-0,279	-0,311	-0,318	-0,361
Empregador	0,775	0,756	0,764	0,689	0,700	0,649	0,664	0,637	0,633	0,621

(continua)

(continuação)

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Setor de atividades										
Agropecuária <sup>1</sup>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Indústria de transformação	0,450	0,458	0,455	0,461	0,463	0,389	0,320	0,344	0,328	0,298
Outras atividades industriais	0,152	0,170	0,178	0,171	0,139	0,139	0,094	0,084	0,083	0,083
Indústria da construção	0,233	0,227	0,266	0,225	0,180	0,184	0,156	0,126	0,109	0,143
Comércio e reparação	0,161	0,186	0,208	0,188	0,157	0,169	0,115	0,090	0,089	0,104
Alojamento e alimentação	0,118	0,158	0,164	0,127	0,100	0,120	0,086	0,066	0,054	0,085
Transporte, armazenagem e comunicação	0,331	0,389	0,404	0,396	0,364	0,360	0,303	0,276	0,271	0,267
Administração pública	0,187	0,244	0,272	0,323	0,324	0,325	0,221	0,223	0,218	0,205
Educação, saúde e serviços sociais	0,014	0,071	0,107	0,157	0,166	0,156	0,089	0,087	0,069	0,059
Serviços domésticos	0,007	0,037	0,050	0,020	-0,002	-0,009	-0,050	-0,068	-0,102	-0,092
Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	0,002	0,077	0,111	0,093	0,061	0,091	0,074	0,056	0,023	0,079
Outras atividades industriais	0,193	0,214	0,267	0,245	0,238	0,236	0,190	0,164	0,162	0,158
Atividades mal definidas ou não declaradas	-0,471	-0,255	-0,354	-0,391	-0,468	-0,375	-0,457	-0,467	-0,424	-0,384

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1995 a 2005.

Nota: <sup>1</sup> Apresentam valores nulos, pois se referem às categorias omitidas na regressão.



# CAPÍTULO 29

## Tendências Recentes na Escolaridade e no Rendimento de Negros e de Brancos

Sergei Suarez Dillon Soares\*

Natália de Oliveira Fontoura\*

Luana Pinheiro\*

### 1 INTRODUÇÃO

A discriminação contra negros no Brasil é hoje reconhecida como fato. A nota técnica Ipea (2006), reeditada no volume 1 deste livro, aponta um efeito pequeno, porém importante, das diferenças de cor e de raça na queda da desigualdade no Brasil. Após extensa produção bibliográfica, tanto baseada em dados qualitativos como quantitativos, é difícil negar os grandes diferenciais raciais observados em quase todos os campos da vida cotidiana. Negros nascem com menos peso que brancos; têm maior probabilidade de morrer antes de completar um ano de idade; têm menor probabilidade de frequentar uma creche; e apresentam taxas de repetência escolar mais altas, o que os leva a abandonar os estudos com nível educacional inferior ao dos brancos. Quando empregados, recebem menos da metade do salário pago aos brancos, o que os leva a se aposentarem mais tarde e com remunerações inferiores, e isso quando chegam a se aposentar. Os negros vivem menos e em piores condições que os brancos. No Brasil, essas desigualdades raciais são influenciadas de maneira determinante pelas práticas passada e presente da discriminação racial.

As diferenças entre negros e brancos, no entanto, não são imutáveis. Os indicadores sociais aqui apresentados apontam uma diminuição, embora ainda modesta, das desigualdades raciais no período de 1995 a 2005. Contudo, esse continua sendo um fenômeno complexo, assim como um enorme desafio para governos e para a sociedade brasileira em geral.

\* Os autores Sergei Suarez Dillon Soares e Luana Pinheiro são técnicos de planejamento e pesquisa do Ipea, e Natália de Oliveira Fontoura, especialista em políticas públicas e gestão governamental, em exercício no Ipea, agradecem a contribuição de Luciana Jaccoud e de Leonardo Rangel para o texto.

Neste capítulo são analisados três diferenciais raciais fundamentais: escolaridade, rendimento do trabalho e renda domiciliar *per capita*. Há, é claro, uma cadeia causal implícita entre esses indicadores, amplamente documentada por uma extensa produção bibliográfica.<sup>1</sup> A cadeia ocorre em três etapas: negros têm renda domiciliar *per capita* inferior e níveis de pobreza mais elevados que brancos por auferirem menores rendimentos no mercado de trabalho, o que ocorre, por sua vez, porque os negros têm níveis de escolaridade inferiores aos dos brancos. O objetivo deste capítulo é, portanto, documentar como têm evoluído essas três diferenças.

## 2 O PROCESSO EDUCACIONAL

Um dos momentos importantes em que a discriminação se faz presente na vida das pessoas é o da socialização via inserção escolar. A importância do nível educacional como determinante do bem-estar influencia desde a renda do indivíduo até a probabilidade de ele morrer de forma violenta, o que faz que as consequências da discriminação sejam, no processo educacional, ainda mais graves que em outras esferas.

Hoje, o acesso ao ensino fundamental está essencialmente universalizado tanto para negros como para brancos. Quase todas as crianças brasileiras têm acesso a uma escola com vagas para que estude.<sup>2</sup> É importante esclarecer, no entanto, que o acesso universal a esse nível de ensino não encontra continuidade nos indicadores de permanência, uma vez que as crianças negras tendem a apresentar maiores taxas de evasão escolar do que as brancas. A baixa qualidade do ensino e, principalmente, a repetência usada como instrumento pedagógico, fazem que a frequência a uma escola não signifique a mesma coisa que adquirir escolaridade. Portanto, atualmente o melhor indicador de acesso ao processo educacional não é a taxa de atendimento, definida como a porcentagem de meninos e meninas de uma dada idade frequentando a escola, e sim a taxa líquida de matrícula, entendida como a porcentagem de meninos e meninas frequentando a escola no *nível adequado*.<sup>3</sup> Para acompanharmos tal indicador, definimos os níveis: (i) educação infantil; (ii) primeiro ciclo do fundamental, definido como as primeiras quatro séries desse nível de ensino; (iii) segundo ciclo do fundamental, entendido como a quinta, sexta, sétima e oitava séries desse nível de ensino; (iv) ensino médio; e (v) ensino superior.

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, Hasenbalg (1979); Soares (2000); Campante, Crespo e Leite (2004); e Reis e Crespo (2005).

<sup>2</sup> As poucas crianças que encontram dificuldades para entrar na escola são, em sua maioria, meninas e meninos com algum tipo de deficiência e sem acesso a escolas adaptadas às suas necessidades.

<sup>3</sup> Para a educação infantil, em que não há repetência, as taxas líquida e bruta são iguais. No entanto, já no primeiro ciclo do ensino fundamental, a repetência começa a esvaziar as taxas líquidas e, ao mesmo tempo, inchar as taxas brutas.

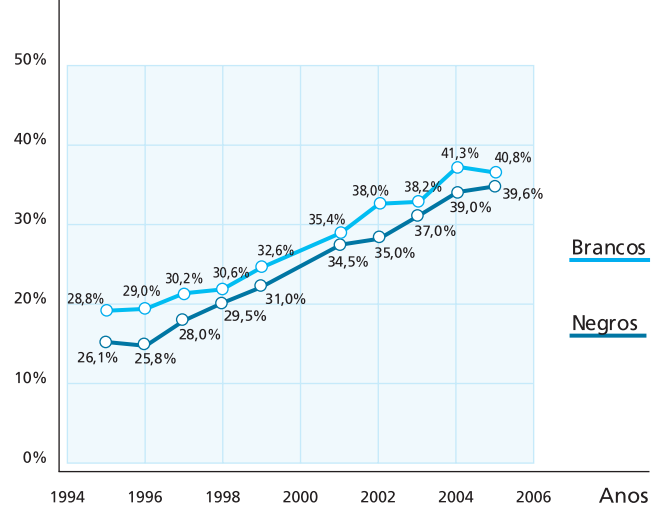
A consequência é que, para a população negra, as taxas brutas chegam a 137% no primeiro ciclo do ensino fundamental; a 113% no segundo ciclo (lembrando que a taxa líquida é de 68%); a 81% no ensino médio; e a 13% no ensino superior. Já no caso dos brancos, essas taxas são de 120% e de 117% no primeiro e no segundo ciclos do ensino fundamental; de 98% no ensino médio; e de 31% no ensino superior.

## GRÁFICO 1

Taxas líquidas de matrícula na educação infantil e no primeiro ciclo do ensino fundamental, segundo cor/raça – Brasil, 1995-2005

### Painel 1 – Educação infantil

Taxa líquida de matrícula

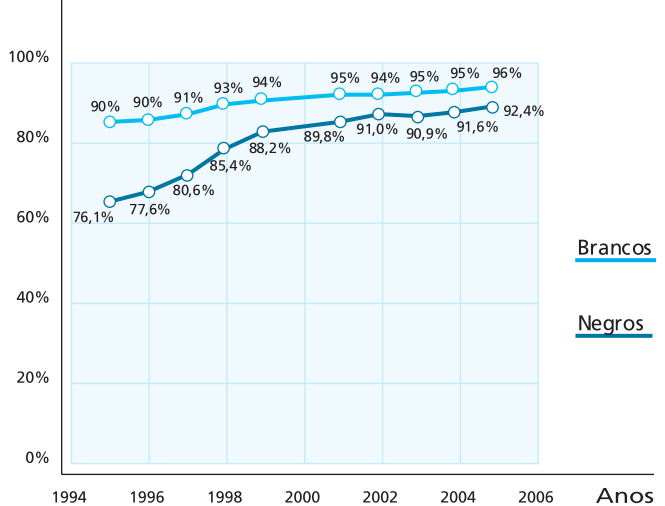


Fonte: Pnads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

### Painel 2 – Primeiro ciclo do ensino fundamental

Taxa líquida de matrícula



Fonte: Pnads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.



Os dois painéis do gráfico 1 mostram essas taxas para a educação infantil e para o primeiro ciclo do ensino fundamental.

O painel 1 anuncia uma boa notícia: não apenas os níveis de acesso à creche e à pré-escola vêm aumentando consideravelmente, como os diferenciais entre brancos e negros são bastante pequenos, mantendo-se em 1 ponto percentual em 2005. O painel 2 mostra que, para as crianças na faixa etária de 7 a 10 anos, o processo de universalização do ensino fundamental fez que houvesse uma clara convergência entre as taxas de estudantes negros e de estudantes brancos, com um aumento notável na taxa líquida de matrícula de negros, principalmente entre 1995 e 1999. No entanto, um hiato de 4 pontos percentuais ainda permanece, o que pode ser resultante dos processos de evasão e de repetência escolar maiores para a população negra.

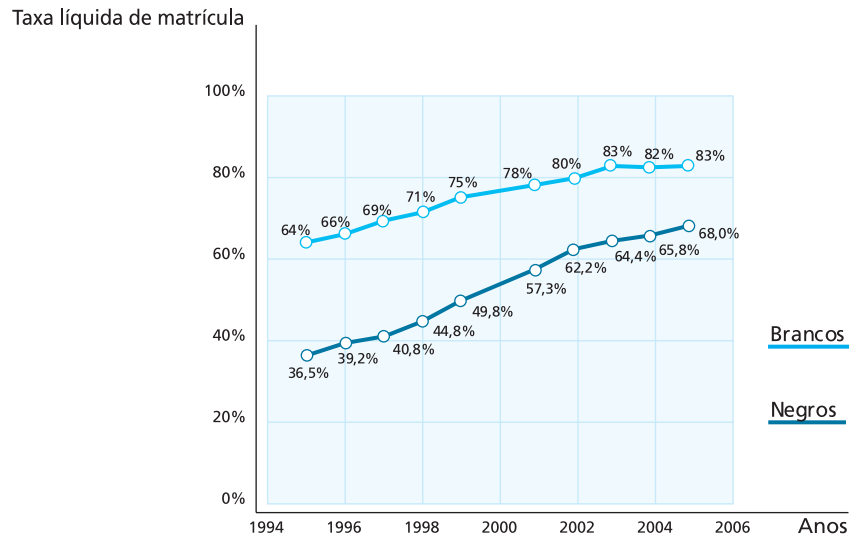
O gráfico 2 traz as taxas líquidas de matrícula no segundo ciclo do ensino fundamental e no ensino médio. O painel 1 começa a mostrar com clareza o processo de exclusão dos negros do acesso à educação. Em 2005, a taxa líquida de matrícula de jovens negros e negras de 11 a 14 anos é de 68%, quando, supõe-se, o acesso deveria ser universal. Os outros 32% ou desistiram ou se encontram ainda no primeiro ciclo do ensino fundamental, enfrentando a repetência e com poucas perspectivas de atingirem um nível de escolaridade que os prepare bem para o século XXI. E, por último, é notável que as diferenças entre negros e brancos já se encontrem próximas dos 15 pontos percentuais. Novamente, a boa notícia é que essa situação está melhorando, uma vez que há dez anos esse diferencial era de 27 pontos.

O painel 2 mostra que quase dois entre três jovens negros já desistiram da escola sem ingressar no ensino médio, ou então se encontram com defasagem crescente nos níveis inferiores; ao passo que quase dois entre três jovens brancos estão no nível adequado, a caminho da conclusão do ensino básico. No caso do ensino médio, nem mesmo se pode dizer que a situação esteja melhorando, uma vez que a diferença entre brancos e negros permanece estável em torno de 20 pontos percentuais na década em questão.

## GRÁFICO 2

Taxas líquidas de matrícula no segundo ciclo do ensino fundamental e no ensino médio, segundo cor/raça – Brasil, 1995-2005

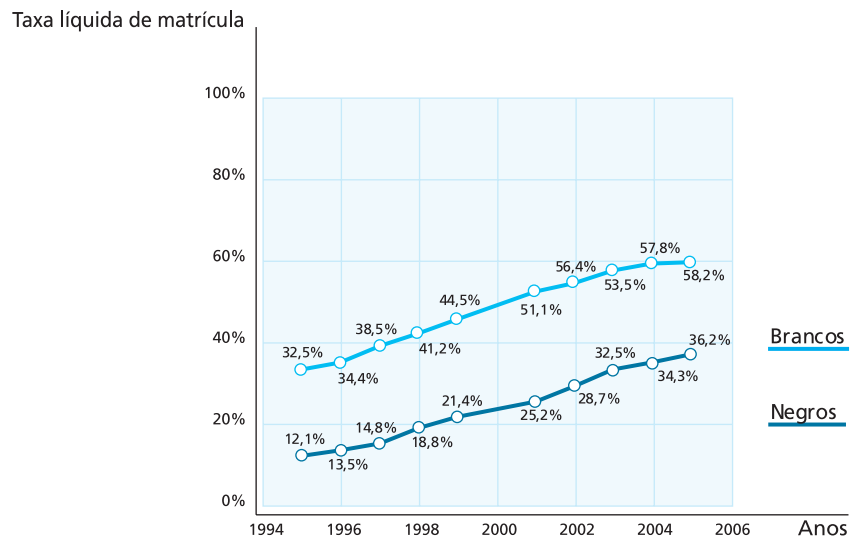
### Painel 1 – Segundo ciclo do ensino fundamental



Fonte: Pnads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

### Painel 2 – Ensino médio



Fonte: Pnads 1995-2005.

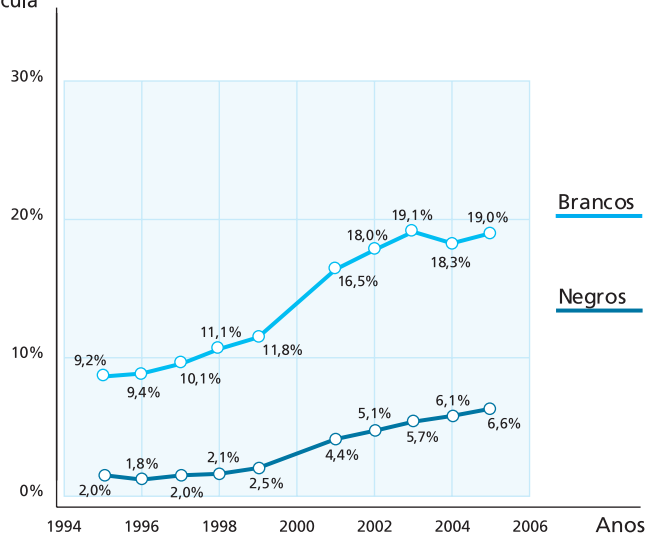
Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

O gráfico 3 mostra a última etapa do processo. Para o ingresso no nível superior, não se pode dizer que a repetência seja a única barreira a ser transposta. Há também o desafio do vestibular, especialmente para o ingresso nas instituições públicas, e a necessidade de pagamento de mensalidades, no caso das instituições privadas. De toda forma, as diferenças ainda são gritantes – a probabilidade de um branco chegar ao ensino superior (19,0%) é quase três vezes maior que a probabilidade de um negro (6,6%). Ademais, embora tanto brancos como negros tenham sido beneficiados com um aumento no acesso ao ensino superior, a taxa de crescimento foi, na década em análise, maior para os brancos. Esses dados sugerem que há limites para as políticas universais combaterem os diferenciais raciais.

### GRÁFICO 3

Taxa líquida de matrícula no ensino superior, segundo cor/raça (19 a 25 anos) – Brasil, 1995-2005

Taxa líquida de matrícula



Fonte: Pnads 1995-2005.

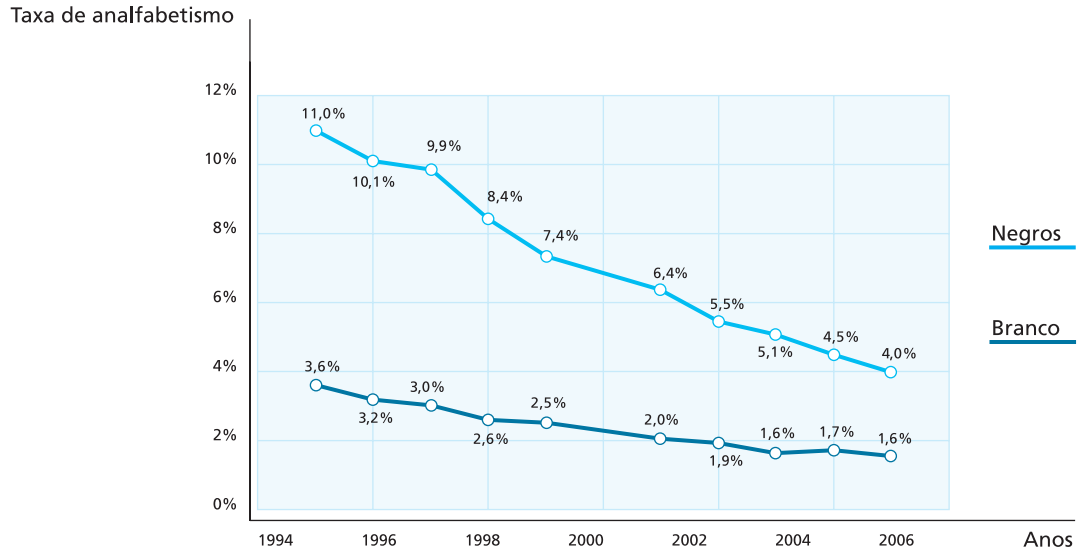
Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

As taxas de analfabetismo entre jovens apresentaram queda significativa entre 1995 e 2005. Conforme pode ser visto no gráfico 4, que apresenta os dados para a população na faixa etária de 15 a 24 anos, essa queda foi ainda mais importante para a população negra. Isso pode ser explicado pela inserção escolar dessa população, que se deve ao processo de universalização do ensino fundamental. De fato, como mostra o gráfico 4 a seguir, para os negros nessa faixa etária,

a taxa de analfabetismo caiu 7 pontos percentuais entre 1995 e 2005, ao passo que entre os brancos essa queda foi de apenas 2 pontos. Como resultado, em 2004 tais taxas estavam bem mais próximas: 4% para negros, e 1,6% para brancos.

#### GRÁFICO 4

Taxa de analfabetismo de pessoas na faixa etária de 15 a 24 anos, segundo cor/raça – Brasil, 1995-2005



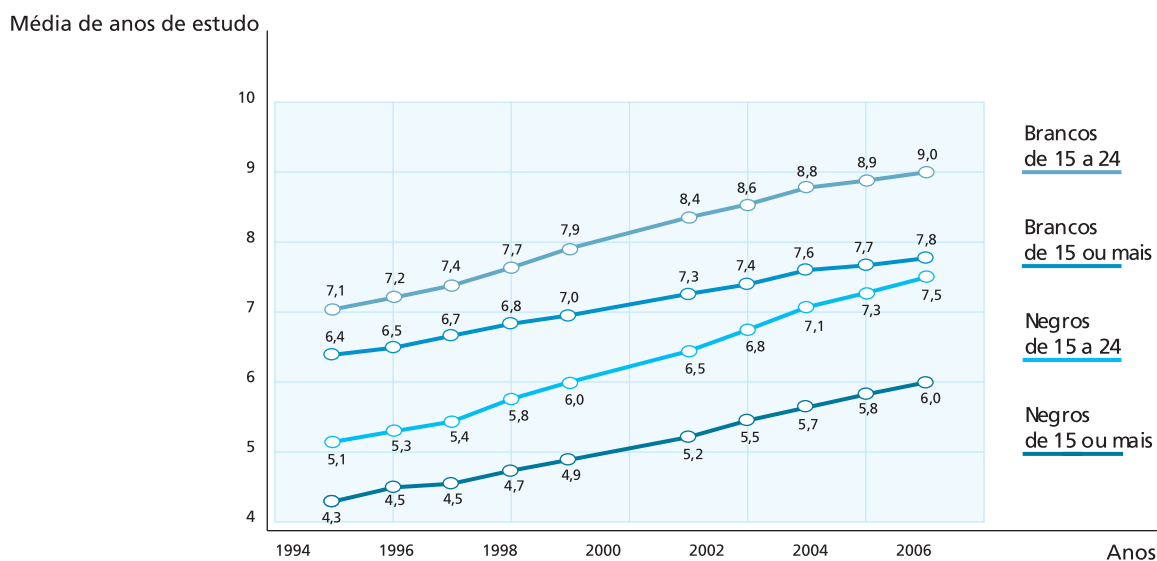
Fonte: Phads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

Analisando-se a média de anos de estudo da população adulta, as conclusões obtidas também não são as mais salutares. O gráfico 5 mostra a evolução da média de anos de estudo entre 1995 e 2005 para negros e brancos de duas faixas etárias: jovens e adultos maiores de 14 anos, e jovens de 15 a 24 anos. O número médio de anos de estudo cresce de forma mais ou menos constante tanto para brancos como para negros, e há uma leve tendência em direção à redução do hiato: enquanto o hiato entre negros e brancos era, em 1995, de 2,1 anos, em 2005 ele caiu para 1,8. A essa taxa, a igualdade entre negros e brancos ocorrerá somente em 67 anos. História semelhante pode ser contada em relação aos jovens de 15 a 24 anos. A diferença reduziu de 1,9, em 1995, para 1,5, em 2005, e, a essa taxa, a igualdade ocorrerá somente em quarenta anos.

## GRÁFICO 5

Média de anos de estudo, segundo cor/raça e faixa etária –  
Brasil, 1995-2005



Fonte: Pnads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

### 3 TRABALHO E RENDIMENTO

O desempenho educacional é essencial na determinação dos rendimentos do mundo do trabalho. O trabalho é fundamental na definição do bem-estar das pessoas, o que ocorre por, pelo menos, duas razões. A primeira é que 76% da renda das famílias advém do trabalho. Isso significa que a inserção no mundo do trabalho é o principal determinante da renda domiciliar, que, por sua vez, é o principal determinante do acesso a bens e serviços mercantis. A segunda razão diz respeito à importância do trabalho na vida cotidiana. O trabalho é o local em que as pessoas em idade ativa passam a maior parte do seu tempo; é uma fonte fundamental de informação; e é onde boa parte da rede social dos indivíduos se ancora. O trabalho é fundamental para o processo de autodefinição das pessoas, e também para a forma como somos vistos por terceiros.

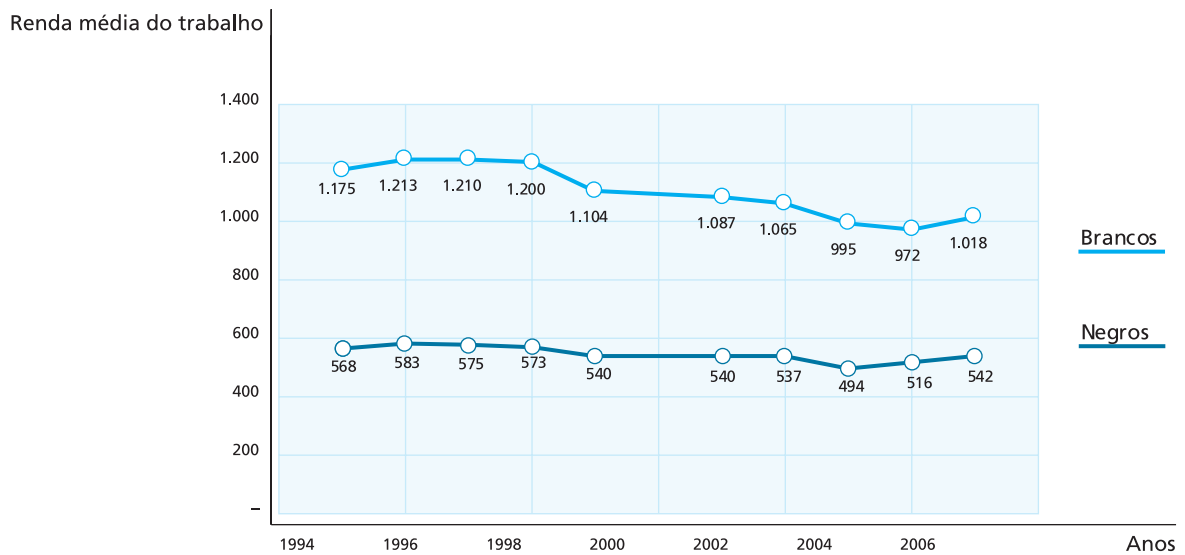
O gráfico 6 mostra que, em 2005, um trabalhador negro auferiu, em média, tão-somente 53,3% do que recebeu um trabalhador branco.

Contudo, houve melhoria nesse indicador, uma vez que, em 1995, um negro recebia 48,3% da remuneração paga a um branco e, em 2001, 49,7%.

Porém, essa é uma diferença que permanece inaceitavelmente grande. Qual é a sua origem? Os trabalhadores negros sofrem com remuneração pior em razão das características por eles adquiridas antes da entrada no mercado de trabalho? Ou é o próprio mercado de trabalho que os discrimina? Estudos como os de Hasenbalg (1979); de Soares (2000); de Campante, Crespo e Leite (2004); e de Reis e Crespo (2005) sugerem que, embora existam diferenças regionais, a maioria (algo em torno de 60%) do diferencial de cor nos rendimentos se deve às diferenças educacionais.

### GRÁFICO 6

Rendimento do trabalho principal, segundo cor/raça – Brasil 1995-2005



Fonte: Pnads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

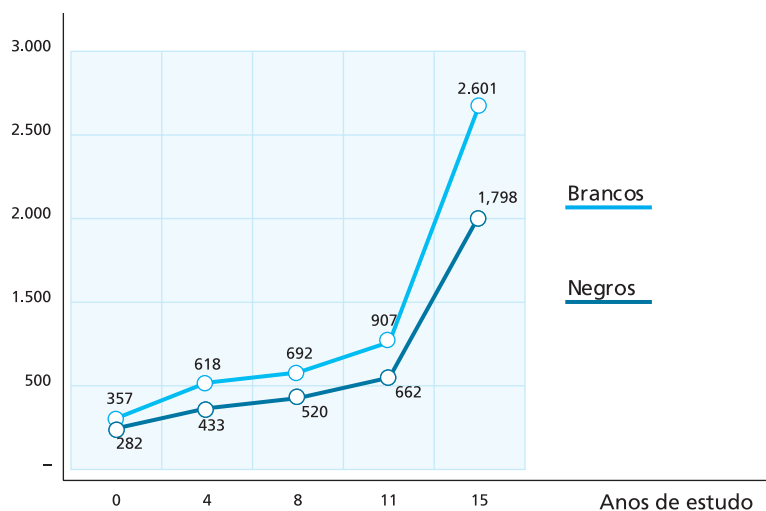
O gráfico 7 vai na mesma direção. O primeiro painel mostra que negros com o mesmo nível educacional que brancos recebem rendimentos inferiores, em todas as faixas de anos de estudo. Já o segundo painel mostra que, tanto em razão das discriminações sofridas por eles mesmos no sistema educacional, como por seus pais em todos os âmbitos da vida, os negros entram no mercado de trabalho com níveis educacionais inferiores aos dos brancos. Ou seja, parte do diferencial

de salário se deve à discriminação no próprio mercado de trabalho, e parte às etapas que antecedem a entrada nesse mercado.

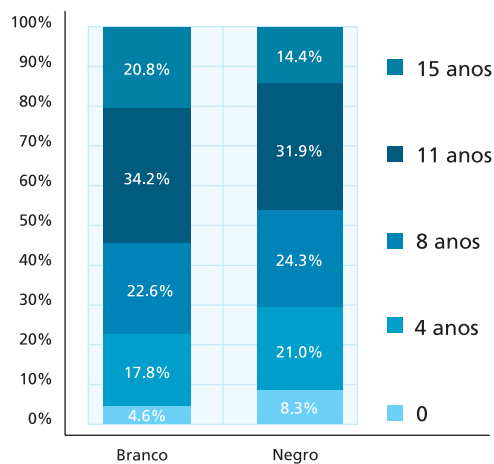
## GRÁFICO 7

Rendimento do trabalho principal por nível educacional, segundo cor/raça – Brasil, 2005

### Painel 1 – Rendimento por nível educacional



### Painel 2 – Nível educacional dos ocupados



Fonte: Pnads 2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

Usando-se os dados de rendimento e de distribuição da população ocupada por nível educacional, é possível decompor o diferencial de rendimento em um termo que responde a diferenças de qualificação, e em um outro que responde à discriminação no mercado de trabalho.

Na tabela 1, a primeira coluna traz o que pode ser chamado de termo de discriminação, o qual representa a diferença de salário entre negros e brancos se ambos os grupos tivessem os mesmos níveis educacionais. Já o segundo termo representa a parcela do diferencial salarial devida às diferenças de formação (educação formal).

TABELA 1  
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre brancos e negros – 1995/2001/2005

Ano	Termo de discriminação	Diferenças de formação
2005	40,1%	59,9%
2001	41,4%	58,6%
1995	41,7%	58,3%

Fonte: Pnads 1995/2001/2005.

É interessante notar que há uma queda, embora muito lenta, no termo de discriminação. Na literatura, o único trabalho por nós encontrado que identificou essa tendência é o de Reis e Crespo (2005). Tal queda pode ser resultado da grande mobilização por parte do movimento negro para que toda a população tome consciência da existência de discriminação racial no nosso País, bem como de uma maior atuação do governo federal nessa área. A rigor, as tendências apontadas sugerem que é possível combater a discriminação racial.

<sup>4</sup> Calculou-se a renda domiciliar *per capita* somando-se todas as rendas disponíveis na Pnad, tanto monetárias como não-monetárias, de todos os indivíduos no domicílio, e dividindo-as pelo número de membros no mesmo domicílio. Nenhuma renda foi imputada, nem foi usada qualquer escala de equivalência. Em outras palavras, não foi feita nenhuma alteração nas rendas captadas na Pnad. Para comparações entre anos distintos, a renda foi deflacionada usando-se o método desenvolvido por Corseuil e Foguel (2002).

<sup>5</sup> A construção do domicílio foi feita do seguinte modo: todos os parentes e pensionistas do chefe do domicílio foram considerados como parte dele para os fins deste estudo. Empregadas domésticas e respectivos parentes foram considerados, por sua vez, como pertencentes a um domicílio separado. Quando havia, no domicílio, algum indivíduo cuja renda fosse desconhecida (isto, é, quaisquer de suas rendas fossem desconhecidas), tanto o indivíduo como seu domicílio foram retirados da amostra. Em razão desse procedimento, cerca de 2% dos indivíduos foram retirados a cada ano.

<sup>6</sup> A linha de pobreza usada foi a metade do valor de um salário mínimo de 2004, ou seja, R\$ 150,00.

## 4 RENDA E POBREZA

Em última instância, a melhor medida unidimensional de bem-estar da qual dispomos é a renda. É claro que existem importantes dimensões não monetárias do bem-estar, tais como se ver livre do medo, seja do aparelho jurídico-policial, seja da criminalidade comum; ou ter acesso a serviços públicos como educação e saúde. Há índices sintéticos que tencionam reunir várias dessas dimensões em uma só, os quais implicam, porém, julgamentos de valor na escolha dos pesos de cada componente. Por essa razão, nesta seção a análise se restringirá aos indicadores de renda: renda domiciliar *per capita*,<sup>4, 5</sup> e a porcentagem de pessoas vivendo com renda inferior à de uma linha de pobreza determinada.<sup>6</sup>

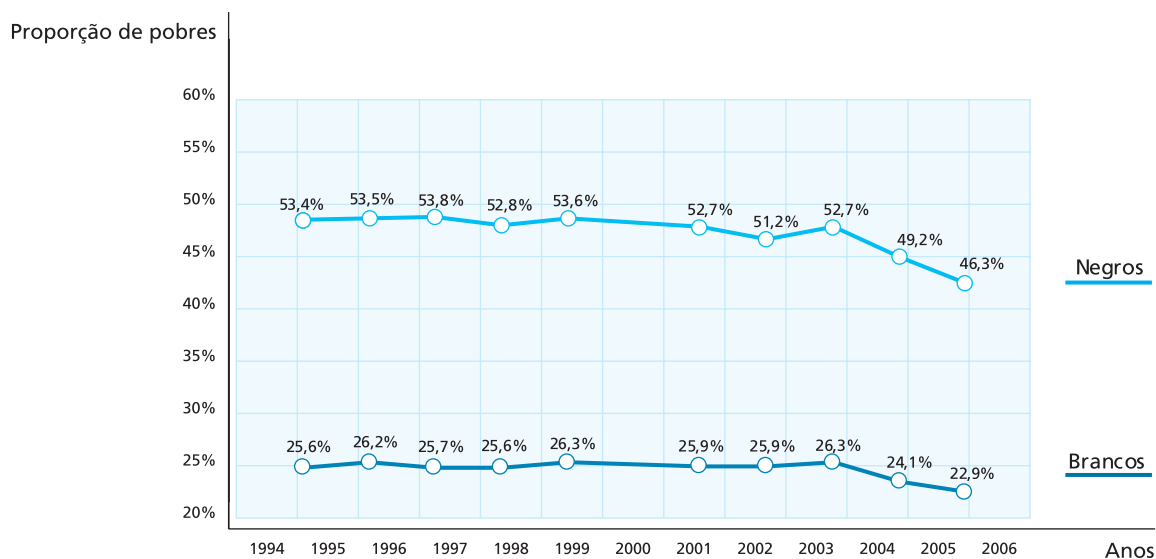
A proporção de pobres vivendo abaixo da linha de pobreza se reduziu em quase 2 pontos percentuais, mas o gráfico 8 mostra que



tal redução não foi homogênea entre os grupos raciais. Enquanto para brancos a redução foi de 2,7 pontos – o que implica uma taxa anual de 0,27 ponto – para negros foi de 7,1 pontos, o que quer dizer que a redução foi de 0,71 ponto/ano. Ou seja, o que se observa é que a pobreza cai para todos, mas cai mais para os negros do que para os brancos.

## GRÁFICO 8

Porcentagem da população vivendo abaixo da linha da pobreza, segundo cor/raça – Brasil, 1995-2005



Fonte: Phads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

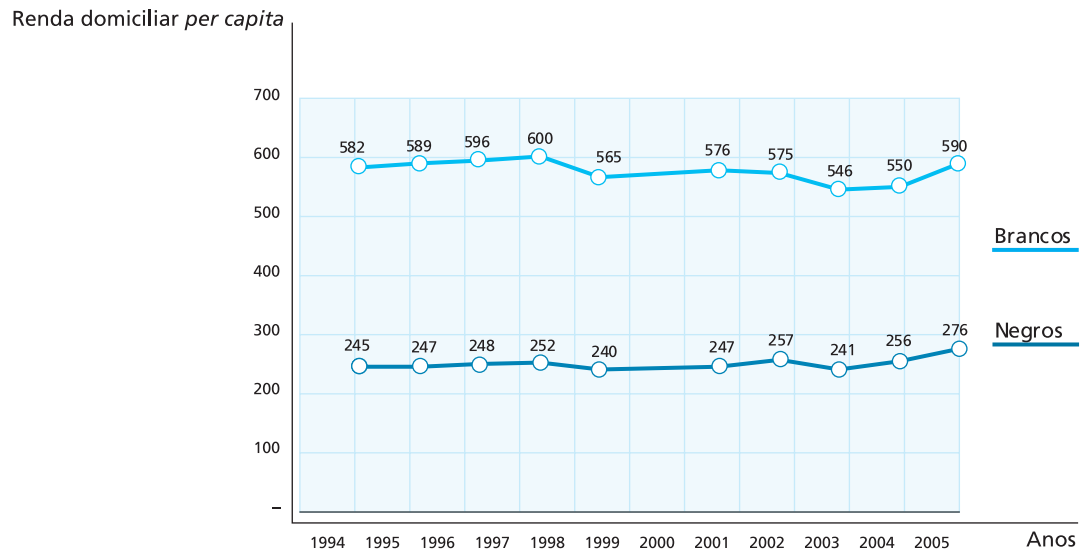
A má notícia é a velocidade da redução. Se as taxas de redução observadas entre 1995 e 2005 persistirem, o País só conseguirá eliminar a pobreza entre os negros em 65 anos, e os negros somente alcançarão o nível de pobreza dos brancos em 52 anos. Destaque-se, ainda, que quase toda a redução ocorreu de 2003 para 2005, o que quer dizer que não estamos diante de uma redução sustentada, e sim, por enquanto, de um episódio que dura dois anos.

A análise da renda domiciliar *per capita* (gráfico 9) revela um quadro semelhante à análise do fenômeno da pobreza. A renda da população como um todo vem caindo desde a crise cambial de 1998, com recuperação a partir de 2004. Ou seja, há ainda muito pouco crescimento da renda. No entanto, há uma tendência muito lenta de convergência entre a renda de negros e a de brancos, o que se dá em razão de uma quase

estagnação da renda dos brancos no período analisado – com queda entre 1998 e 2004 – e de um aumento de 12,6% na renda dos negros.

## GRÁFICO 9

Renda domiciliar média *per capita*, segundo cor/raça – Brasil, 1995-2005



Fonte: Pnads 1995-2005.

Nota: A população negra é composta de pretos e de pardos.

## 5 CONCLUSÕES

O resumo deste capítulo é claro. É possível reduzir as diferenças entre negros e brancos e o Brasil vem logrando algum êxito, embora limitado, nesse campo. Quase não há mais diferenças entre negros e brancos no que tange o acesso à educação pré-escolar, e até mesmo as diferenças em termos de taxa líquida de matrícula vêm caindo para os dois ciclos do nível fundamental. O hiato salarial caiu quase 5 pontos percentuais nos últimos dez anos. Parte dessa queda foi na discriminação praticada no mercado de trabalho, e parte dela foi fruto da redução no hiato educacional. O resultado final é o fato de a renda domiciliar ter aumentado mais entre negros que entre brancos, bem como de o índice de pobreza ter caído mais entre negros que entre brancos.

No entanto, as diferenças ainda são demasiadamente grandes. Negros ainda saem do sistema educacional com um ano e meio de educação a menos que brancos, ganham apenas 53% do que ganham os brancos, e têm o dobro da chance de viver na pobreza. Se se pretende realmente construir uma democracia racial neste País, serão necessárias ações mais enérgicas que as praticadas até agora.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> Para informações e dados comparativos adicionais, consultar a segunda edição do estudo *Retrato das desigualdades*, lançado pelo Ipea, em 2006, em formato de CD-ROM.

## 6 REFERÊNCIAS

CAMPANTE, F.; CRESPO, A.; LETTE, P. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, 2004.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).

HASENBALG, C. A. **Discriminação e desigualdades raciais no Brasil**. Rio de Janeiro: Graal, 1979.

HENRIQUES, R. **Desigualdade racial no Brasil**: evolução das condições de vida na década de 90. Rio de Janeiro: Ipea 2001. (Texto para Discussão, n. 807).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Políticas sociais**: acompanhamento e análise. Brasília: Ipea, jun. 2002 a ago. 2005. (Boletim de Políticas Sociais). Disponível também em versão eletrônica: <<http://www.ipea.gov.br/pub/bps/bps.html>>.

\_\_\_\_\_. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, agosto de 2006. (Nota Técnica). Versão eletrônica disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006

REIS, M. R.; CRESPO, A. R. V. **Race discrimination in Brazil**: an analysis of the age, period and cohort effects. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1.114).

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 769).



# CAPÍTULO 30

## Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Rendimentos no Brasil: uma análise empírica\*

Gabriel Ulyseia\*\*

### 1 INTRODUÇÃO

Tornou-se quase um lugar-comum a afirmativa de que o Brasil apresenta uma das piores distribuições de renda familiar *per capita* do mundo. De fato, segundo dados do *Human Development Report*, de 2005, apresentados em outro capítulo (ver Menezes-Filho, Fernandes e Pichetti, capítulo 25 deste volume), o Brasil possui a oitava pior distribuição de renda do mundo. Não obstante esse desconcertante resultado, importantes avanços foram observados ao longo dos últimos 12 anos, dos quais o mais evidente é o declínio quase monotônico da desigualdade de renda a partir de 1993. Mais ainda, Ipea (2006) mostra que o período recente foi caracterizado por uma significativa acentuação dessa tendência de queda e, de acordo com o coeficiente de Gini, em 2005 o grau de desigualdade atingiu seu menor nível dos últimos trinta anos. Portanto, identificar os determinantes de tal queda é uma questão de primeira ordem para a agenda de políticas sociais no País.

Um dos aspectos centrais na determinação da evolução da desigualdade de renda é o comportamento do mercado de trabalho. Com efeito, Ipea (2006, diagrama 2, p. 57) mostra que cerca de metade da queda da desigualdade de renda familiar observada no período 2001-2004 pode ser explicada pelo comportamento da renda derivada do trabalho. Sendo assim, uma parte da tarefa de entender com maior profundidade os determinantes dessa queda recente passa, necessariamente, por uma compreensão maior dos determinantes da desigualdade de rendimentos do trabalho no País.

\* Publicado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), com esse mesmo título, como Texto para discussão n. 1.261, em 22 de fevereiro de 2007.

\*\* Técnico de pesquisa e planejamento econômico do Ipea. O autor agradece os comentários, as sugestões e as críticas de Miguel Nathan Foguel relativos a este artigo, e assume como de sua inteira responsabilidade os erros nele remanescentes.

O objetivo deste artigo é contribuir para a análise dos determinantes da evolução da distribuição e, portanto, da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil, durante o período de 1995 a 2005 e, em particular, de 2001 a 2005. A análise concentra-se no papel desempenhado pelas diferentes formas de segmentação do mercado de trabalho e sua evolução nos últimos dez anos. Em particular, são consideradas três formas básicas de segmentação: a espacial (que inclui os recortes regionais, por porte de município e entre áreas rurais e urbanas), a setorial e a formal-informal.

Para tanto, utiliza-se uma metodologia simples de análise contrafactual, baseada na vasta literatura de análise de decomposição da distribuição de rendimentos do trabalho. Em particular, a metodologia empregada aqui está relacionada com a literatura que remonta ao trabalho de Juhn, Murphy e Pierce (1993). Esses autores baseiam sua análise em métodos paramétricos, a partir dos quais é possível obter distribuições contrafactuais que permitem decompor a desigualdade de rendimentos nos chamados efeitos preço, quantidade e não-observáveis. Recentemente, outros trabalhos têm utilizado essa, ou metodologias a ela semelhantes, para decompor a distribuição de rendimentos e diferentes medidas de desigualdade. Entre esses, é possível destacar capítulos desta publicação, como Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (Capítulo 25, deste volume); Azevedo e Foguel (Capítulo 27, deste volume; e Firpo e Reis (Capítulo 33, deste volume).<sup>1</sup>

À semelhança desses trabalhos, o objetivo aqui é obter distribuições contrafactuais do rendimento do trabalho que permitam identificar a contribuição de determinados fatores para a evolução da desigualdade de rendimentos nos últimos dez anos. Como o foco deste artigo recai sobre o papel desempenhado pela segmentação do mercado de trabalho, os exercícios concentram-se na análise dos componentes do efeito-preço total que estão potencialmente relacionados às três formas básicas de segmentação antes citadas: os diferenciais entre setores de atividade (segmentação setorial); os diferenciais entre trabalhadores formais e informais (segmentação formal-informal); e os diferenciais regionais, entre áreas rurais e urbanas e entre municípios de diferentes tamanhos (segmentação espacial). Nesse sentido, o objetivo final é tentar fornecer respostas à seguinte pergunta: “o que teria ocorrido com a desigualdade de rendimentos se o diferencial entre trabalhadores formais e informais tivesse permanecido constante no nível de 1995?”.

Os resultados mostram que o efeito-preço total teve um papel importante na queda da desigualdade de rendimentos observada no

<sup>1</sup> Estes últimos utilizam um método semiparamétrico para identificar o impacto de elevações do salário mínimo sobre a distribuição de rendimentos do trabalho.

período como um todo, correspondendo a pouco menos de 40% dela. Esse efeito acentuou-se em período mais recente e passou a corresponder a aproximadamente 51% da queda total da desigualdade observada de 2001 a 2005. Entre os aspectos relativos à segmentação do mercado de trabalho, aquele que certamente apresenta maior importância relativa é o diferencial existente entre trabalhadores formais e informais. O aumento desse diferencial desempenhou um papel negativo e substancial no período 1995-2005 (de 14% a 22%, dependendo da medida de desigualdade considerada), efeito que se agravou no período 2001-2005 (de 17% a 27%). Portanto, caso o diferencial entre trabalhadores formais e informais tivesse permanecido constante (seja nos valores de 1995, seja nos de 2001), a desigualdade de rendimentos teria apresentado uma queda maior em ambos os períodos (1995-2005 e 2001-2005).

Além desse fator, dois outros foram importantes para explicar a evolução da desigualdade de rendimentos (ainda que com menor importância relativa): os diferenciais entre setores de atividade e os diferenciais entre trabalhadores localizados em diferentes tipos de município (de pequeno porte, de médio porte e grandes municípios de áreas metropolitanas). Por um lado, há evidências de uma integração espacial maior do mercado de trabalho (decorrente da redução das distâncias entre municípios de diferentes tipos) o que, por sua vez, favoreceu a queda da desigualdade de rendimentos. Por outro, os diferenciais setoriais atuaram de forma negativa ao longo do período 1995-2005. Entretanto, a partir de 2001, a redução da distância entre o setor agrícola e os demais setores contribuiu de forma significativa para reduzir a desigualdade.

O restante deste capítulo está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta os dados utilizados e alguns fatos estilizados. A seção 3 mostra uma primeira tentativa de analisar a estrutura da desigualdade de rendimentos por meio de uma metodologia padrão de decomposição estática de medidas de desigualdade. Na seção 4, apresenta-se a metodologia utilizada para a análise contrafactual. A seção 5 discute os resultados dos exercícios contrafactuais para os períodos 1995-2005 e 2001-2005. Finalmente, a seção 6 apresenta as considerações finais.

## 2 DADOS E ALGUNS FATOS ESTILIZADOS

Todos os resultados apresentados neste artigo foram obtidos dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para o período 1995-2005.<sup>2</sup> A unidade de análise básica é o trabalhador –

<sup>2</sup> A Pnad é coletada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mas não se encontra disponível nos anos censitários, o que, para o período considerado aqui, implica apenas a falta de dados relativos a 2000.



diferindo, portanto, dos artigos que se concentram na análise da distribuição da renda familiar *per capita*. A variável de renda utilizada é a renda real de todos os trabalhos, que foi deflacionada utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), com base no procedimento sugerido em Corseuil e Foguel (2002). A amostra utilizada inclui apenas os indivíduos que se encontravam ocupados na semana de referência, apresentavam renda positiva e tinham entre 15 e 65 anos de idade. Tendo em vista que, até 2004, a Pnad não dispunha de informações para a área rural da Região Norte, optou-se por excluí-la da amostra nos anos de 2004 e 2005, mantendo-se, assim, a comparabilidade entre os anos.

Além da variável de renda, são utilizadas diversas variáveis relacionadas às características observáveis dos trabalhadores, a saber: idade; anos de escolaridade; se residente de área urbana; gênero; se chefe de família ou não; se branco ou não; sua posição na ocupação (com carteira, sem carteira, conta-própria, empregador, funcionário público ou militar); seu setor de atividade (agricultura, indústria, construção, comércio, administração pública ou serviços sociais, serviços e outros); tipo de município (auto-representativos, não auto-representativos e auto-representativos metropolitanos);<sup>3</sup> e região em que reside (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste). Algumas dessas variáveis são utilizadas na análise de decomposição estática, e todas são, usadas como variáveis de controle nas regressões estimadas neste trabalho.<sup>4</sup>

A tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas neste estudo, as respectivas médias para todos os anos utilizados e a composição da amostra em cada ano.<sup>5</sup>

A tabela 1 não apresenta resultados surpreendentes, apenas reflete alguns fatos bem conhecidos. Entre eles, o aumento contínuo do grau de escolaridade médio da força de trabalho brasileira e o aumento da participação feminina no total de ocupados. É possível notar também o aumento do grau de informalidade (dado pela soma da proporção de trabalhadores sem carteira e por conta-própria) até 2002, e uma leve tendência de reversão desse processo a partir de então. Por fim, chama a atenção a significativa queda do rendimento médio real entre 1998 e 2004, com uma leve recuperação em 2005.

Dito isso, o primeiro fato a ser destacado, e talvez o mais importante, é a queda quase que contínua na desigualdade de rendimentos do trabalho observada nos últimos dez anos (gráfico 1). Essa queda é comum às duas medidas de desigualdade apresentadas – o coeficiente de Gini e o índice Theil-L da classe de Entropia Generalizada –

<sup>3</sup> A classificação de municípios segue a divisão adotada no Plano Amostral da Pnad. O primeiro estágio desse plano consiste na seleção dos municípios no Brasil, os quais são divididos em três categorias. A primeira é formada pelos municípios que compõem as regiões metropolitanas; a segunda é composta por municípios médios considerados auto-representativos; e, a terceira, pela grande maioria dos municípios pequenos. Os metropolitanos e os auto-representativos são incluídos com probabilidade um na amostra, pois são os de maior porte. Já os municípios pequenos, esses são amostrados com probabilidade proporcional a sua população. Cabe notar ainda que os mesmos municípios são mantidos em todas as Pnads entre dois censos (Soares e Pianto, 2003).

<sup>4</sup> Além dessas, todas as regressões contêm com regressores a escolaridade e a idade ao quadrado.

<sup>5</sup> Nessa tabela, assim como em todas as regressões feitas ao longo do capítulo, foram utilizados os pesos amostrais da Pnad.

e teve como períodos de maior intensidade o triênio 1997-1999 e o quadriênio 2002-2005.

**TABELA 1**  
Variáveis utilizadas, médias e composição da amostra para cada ano

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Rendimentos <sup>1</sup>	850,36	876,57	881,81	868,42	811,31	801,03	785,81	742,87	741,67	777,33
Idade (média)	34,81	34,85	35,01	35,19	35,36	35,38	35,56	35,74	35,81	35,87
Educação (média)	6,25	6,49	6,56	6,74	6,84	7,19	7,38	7,59	7,76	7,92
Urbana (proporção)	0,833	0,837	0,835	0,834	0,832	0,871	0,874	0,874	0,879	0,876
Homem (proporção)	0,631	0,629	0,631	0,627	0,621	0,611	0,606	0,603	0,596	0,595
Chefe (proporção)	0,544	0,538	0,543	0,542	0,542	0,540	0,533	0,532	0,528	0,524
Branco (proporção)	0,566	0,573	0,566	0,562	0,565	0,557	0,552	0,543	0,541	0,525
Posição na ocupação (proporções)										
Com carteira	0,367	0,370	0,367	0,364	0,355	0,375	0,369	0,375	0,382	0,390
Sem carteira	0,248	0,257	0,254	0,258	0,260	0,264	0,270	0,262	0,266	0,260
Conta-própria	0,258	0,250	0,254	0,254	0,259	0,241	0,241	0,241	0,232	0,230
Empregador	0,045	0,041	0,045	0,045	0,046	0,045	0,046	0,045	0,044	0,046
Funcionário público	0,082	0,082	0,079	0,079	0,080	0,076	0,075	0,077	0,077	0,074
Setor de atividade (proporções)										
Agricultura	0,156	0,147	0,148	0,140	0,145	0,126	0,123	0,124	0,120	0,115
Indústria	0,172	0,169	0,166	0,161	0,158	0,162	0,159	0,160	0,165	0,164
Construção	0,073	0,074	0,078	0,084	0,081	0,076	0,079	0,073	0,071	0,072
Comércio	0,259	0,264	0,263	0,263	0,264	0,275	0,272	0,276	0,275	0,281
Adm. pública	0,152	0,156	0,153	0,156	0,157	0,159	0,159	0,159	0,158	0,158
Serviços	0,122	0,121	0,122	0,122	0,125	0,127	0,130	0,128	0,133	0,128
Outros	0,066	0,068	0,069	0,073	0,071	0,075	0,078	0,080	0,079	0,080
Tipo de município (proporções)										
Não auto-representativo	0,441	0,438	0,442	0,444	0,447	0,440	0,439	0,440	0,440	0,436
Auto-representativo	0,223	0,228	0,227	0,227	0,227	0,225	0,226	0,230	0,230	0,229
Metropolitano	0,336	0,335	0,332	0,329	0,326	0,335	0,335	0,330	0,329	0,335
Região (proporções)										
Norte	0,044	0,044	0,045	0,047	0,047	0,054	0,055	0,056	0,057	0,058
Nordeste	0,251	0,248	0,249	0,250	0,251	0,244	0,246	0,244	0,243	0,243
Sudeste	0,471	0,473	0,466	0,461	0,461	0,459	0,459	0,458	0,456	0,459
Sul	0,163	0,164	0,165	0,166	0,165	0,166	0,164	0,165	0,167	0,163
Centro-Oeste	0,071	0,072	0,075	0,077	0,076	0,077	0,076	0,077	0,078	0,077

Elaboração do autor a partir de dados da Pnad.

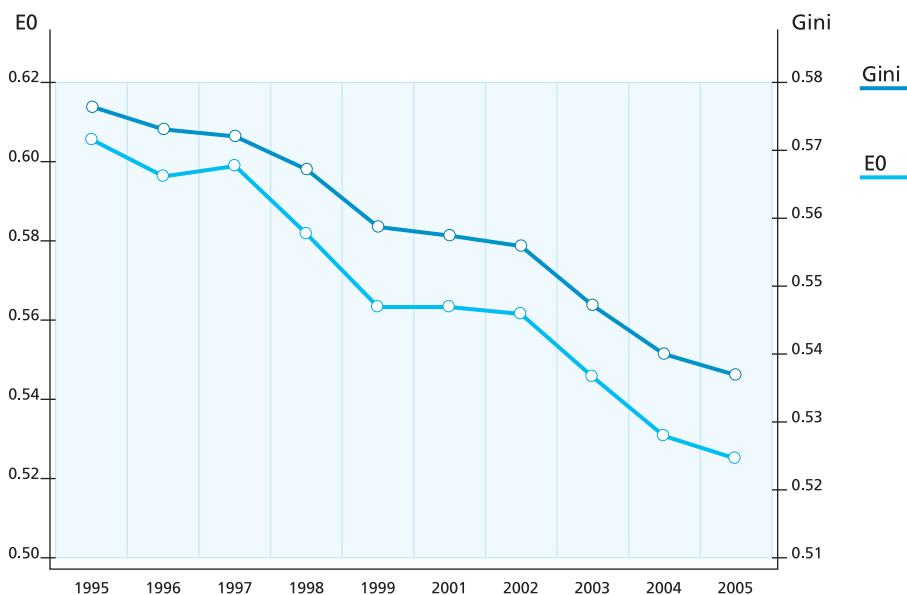
Nota:<sup>1</sup> Em R\$ de setembro de 2004.

Não obstante o fato de ambas as medidas capturarem o mesmo comportamento da desigualdade, a intensidade da queda acumulada

no período difere substancialmente entre elas: o coeficiente de Gini indica uma queda total de 7%, enquanto o índice de Theil aponta para uma queda acumulada de 14%. Ainda assim, as duas medidas indicam que aproximadamente metade da queda total no período está concentrada nos últimos quatro anos. Considerando-se que o índice de Theil-L é uma medida mais sensível a mudanças na cauda inferior da distribuição, esse resultado sugere que a queda na desigualdade de rendimentos do trabalho foi mais favorável aos trabalhadores com menores rendimentos.

### GRÁFICO 1

Evolução da desigualdade de rendimentos no período 1995-2005



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

## 3 ANÁLISE PRELIMINAR DA ESTRUTURA DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS: DECOMPOSIÇÕES ESTÁTICAS

Diante da expressiva redução na desigualdade de rendimentos observada nos últimos dez anos, a pergunta que caberia aqui é: que determinantes estão por trás desse fenômeno? Para dar um primeiro passo em busca de resposta para essa questão, é feita aqui uma análise de decomposição estática da desigualdade de rendimentos. Embora não seja

possível extrair qualquer relação causal a partir dessa metodologia, ela permite obter mais informações a respeito da estrutura da desigualdade, identificando que parcela dela pode ser atribuída à desigualdade entre grupos de trabalhadores caracterizados por determinados atributos.

Para tanto, é utilizada uma técnica usual de decomposição estatística de medidas de desigualdade da classe de Entropia Generalizada. Essa metodologia permite decompor a desigualdade total em dois componentes perfeitamente aditivos: a desigualdade entre grupos ( $I_B$ ) e a desigualdade intragrupos ( $I_w$ ).<sup>6</sup> É possível mostrar que, para qualquer medida da classe de Entropia Generalizada ( $I$ ), tem-se que a expressão  $I_B + I_w = I$  é sempre válida, e nela o primeiro termo é definido pela expressão

$$I_B = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \sum_{j=1}^k f_j \left( \frac{\mu(y_j)}{\mu(y)} \right)^\alpha - 1 \right],$$

em que o  $\mu(y_j)$  é a renda média do subgrupo  $j = 1, 2, \dots, k$ , e  $f_j$  é a proporção desse subgrupo na população.<sup>7</sup> Quanto à desigualdade intragrupos, essa é definida pela expressão

$$I_w = \sum_{j=1}^k w_j E(\alpha)_j,$$

em que  $w_j = v_j^\alpha f_j^{1-\alpha}$ , e  $v_j$  é a parcela da renda de cada subgrupo  $j$ ,  $j = 1, 2, \dots, k$ .<sup>8</sup> Definidos dessa forma, não apenas os componentes da desigualdade entre e intragrupos satisfazem a propriedade de aditividade desejada, mas também é possível obter uma medida sintética que representa a parcela da desigualdade total que é “explicada” por uma dada característica

$$R_B = \frac{I_B(\Pi)}{I},$$

em que  $\Pi$  denota uma dada partição da amostra segundo um atributo qualquer.

Como o foco deste capítulo recai sobre o papel da segmentação na evolução da desigualdade de rendimentos, a análise de decomposição concentra-se apenas naqueles atributos que dizem respeito às possíveis formas de segmentação privilegiadas aqui, quais sejam, espacial, setorial e formal-informal. Por essa razão, embora seja possível utilizar diversos atributos observáveis dos trabalhadores para decompor a desigualdade total, são consideradas apenas as seguintes partições: (a) porte do município: municípios pequenos (não auto-representativos),

<sup>6</sup> A metodologia utilizada aqui é a mesma apresentada por Ferreira et al. (2006 e capítulo 11 do volume 1 deste livro), que, por sua vez, baseiam-se no trabalho de Ferreira e Litchfield (2001).

<sup>7</sup> O parâmetro  $\alpha$  pertence ao intervalo  $(-\infty, +\infty)$  e indica o grau de sensibilidade da medida da classe de Entropia Generalizada às diferentes partes da distribuição de renda. Para  $\alpha$  alto, a medida é sensível às mudanças na distribuição que afetam a cauda superior. Para  $\alpha$  baixo, o índice é sensível às mudanças que afetam a cauda inferior da distribuição (para uma resenha das diferentes medidas de desigualdade e suas propriedades, ver Rocha, 2004).

<sup>8</sup> Cowel (1995) mostra que todas as medidas da classe de Entropia Generalizada satisfazem essa propriedade, embora o mesmo não seja válido para outras medidas de desigualdade.

médios (auto-representativos não-metropolitanos) e grandes (auto-representativos metropolitanos); (b) posição na ocupação: com carteira, sem carteira, conta-própria, empregador e funcionário público ou militar;<sup>9</sup> (c) setor: agrícola, indústria, construção, comércio, administração pública e serviços sociais, serviços e outros setores; (d) área: urbana ou rural; (e) região: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

A tabela 2 apresenta a estatística  $R_b$  para esses cinco atributos dos trabalhadores, utilizando duas medidas de desigualdade distintas: o Theil-L [E(0)] e o Theil-T [E(1)].

**TABELA 2**  
Parcela da desigualdade de rendimentos explicada pelas diferenças entre grupos

	Porte município		Pos. ocupação		Setor		Urbano/rural		Região	
	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)
1995	8,3	7,1	20,6	20,8	13,4	10,8	7,1	5,1	6,7	5,3
1996	7,8	6,7	19,9	20,4	12,8	10,3	6,4	4,6	6,1	4,9
1997	7,8	6,8	19,6	20,1	13,7	11,1	6,9	5,0	6,6	5,3
1998	9,0	7,6	19,7	19,9	14,6	11,7	7,0	5,0	6,5	5,2
1999	7,7	6,7	20,1	20,4	14,6	12,1	6,1	4,5	6,2	5,0
2001	7,5	6,3	18,7	19,0	14,4	11,6	5,8	4,0	6,4	5,0
2002	7,1	6,0	20,0	20,3	13,3	11,0	5,5	3,9	6,5	5,1
2003	6,1	5,2	20,4	20,7	13,2	11,0	4,4	3,2	6,7	5,3
2004	5,4	4,6	20,5	20,6	13,2	10,9	4,2	3,0	5,8	4,6
2005	6,1	5,1	20,6	20,5	12,5	10,3	4,7	3,3	6,2	4,8
$\Delta$ 1995/2005	-27,0	-28,9	-0,1	-1,4	-6,6	-4,2	-33,6	-35,0	-7,4	-10,0
$\Delta$ 2001/2005	-19,0	-19,4	9,9	8,0	-12,9	-11,0	-18,5	-17,2	-3,3	-4,7

Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da Pnad.

Os resultados da tabela 2 mostram que, dos atributos analisados, a posição na ocupação é aquele que tem maior poder explicativo: a desigualdade entre grupos de trabalhadores com diferentes *status* ocupacionais explica cerca de 20% da desigualdade de rendimentos total. Além de elevado, esse percentual sofreu poucas alterações ao longo do período analisado. Ainda que seja possível observar uma pequena redução entre 1999 e 2001, ela foi completamente revertida de 2002 em diante.

Subjacente a essa estabilidade, há dois movimentos importantes referentes à análise da segmentação entre os setores formal e informal. Por um lado, os diferenciais controlados de salários entre os trabalhadores desses dois setores vêm se ampliando ao longo de todo

<sup>9</sup> Note-se que, ao se considerar todos os possíveis *status* ocupacionais do mercado de trabalho, vai-se além da análise da segmentação formal-informal definida de forma estrita, pois essa envolveria apenas a partição entre trabalhadores com carteira, sem carteira e por conta-própria (para mais detalhes sobre esse ponto, ver seção 4).

o período analisado – particularmente no caso dos trabalhadores por conta-própria (gráfico A.1) –, o que contribuiu para elevar a desigualdade de rendimentos entre trabalhadores formais e informais. Por outro lado, nos últimos quatro anos, tem havido uma leve reversão da tendência de aumento no grau de informalidade observada ao longo de toda a década de 1990, o que poderia contribuir para reduzir a importância relativa da segmentação formal-informal e, portanto, do atributo “posição na ocupação”. Além disso, há um terceiro componente importante que diz respeito à melhora na composição dos trabalhadores informais, cuja escolaridade média tem aumentado ao longo de todo o período analisado.<sup>10</sup> Entretanto, parece que os efeitos positivos não foram suficientes para compensar os efeitos negativos decorrentes do aumento no diferencial salarial, uma vez que se observa um aumento da importância relativa desse atributo para explicar a desigualdade total no período mais recente.

Quanto às diferenças entre trabalhadores de diferentes setores de atividade, essas apresentam uma contribuição menor para a desigualdade total (entre 10% e 14%, dependendo da medida utilizada). Porém, sua importância apresentou oscilações um pouco mais expressivas ao longo do tempo, e uma tendência de queda mais acentuada nos últimos cinco anos. Ao contrário do que ocorre em relação ao atributo “posição na ocupação”, é possível que, nesse caso, o efeito-preço possa caminhar na direção de reduzir a desigualdade. Isso porque os diferenciais entre o setor agrícola e os demais setores vêm declinando desde 1997, mas de forma especialmente acentuada a partir de 2001 (gráfico A.2). Porém, com base nessa metodologia, não é possível afirmar se, de fato, essa redução da importância das diferenças entre setores decorreu de um efeito-preço equalizador.

No que tange às diferenças entre trabalhadores localizados em pequenos municípios do interior, municípios médios e grandes municípios de áreas metropolitanas, é possível observar uma forte redução de sua importância para explicar a desigualdade de rendimentos total. Embora tenha apresentado alguma flutuação ao longo de todo o período analisado, a queda acumulada é de 27%, com boa parte dela tendo ocorrido no período de 2001 a 2005. Aliado ao fato de o diferencial de salários entre trabalhadores de municípios grandes e médios, em comparação ao dos pequenos, ter se reduzido substancialmente (gráfico A.3), esse fato sugere que o aparente processo de integração espacial do mercado de trabalho pode ter sido um determinante importante da redução da desigualdade de rendimentos.

<sup>10</sup> Para uma análise mais aprofundada desses e de outros fatos estilizados relativos à informalidade no mercado de trabalho brasileiro e sua evolução ao longo do tempo, ver Soares (2004), Ramos (2005) e Ulyssea (2006a e b).

Finalmente, as diferenças regionais perderam muito de sua importância para explicar a desigualdade total. Isso vale tanto para a desigualdade entre regiões quanto para a desigualdade entre trabalhadores de áreas rurais e urbanas, embora o efeito seja muito mais forte no segundo caso. Em ambos os casos, trata-se de um processo que vem desde o princípio do período analisado, embora os últimos cinco anos tenham representado um período de aprofundamento dessa tendência de queda. Entre os fatores por trás da redução da importância das diferenças entre áreas rurais e urbanas, é possível destacar a queda quase contínua do diferencial de rendimentos entre trabalhadores rurais e urbanos até 2003 (gráfico A.4). O mesmo não pode ser dito de forma tão inequívoca em relação ao diferencial entre regiões. Embora haja uma aparente tendência de convergência entre as regiões Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, todas elas ampliaram sua distância em relação à Região Nordeste, especialmente a partir de 1999 (tabela A.1). Portanto, não é clara a direção do efeito-preço nesse caso.

Assim, à semelhança do que ocorreu na análise da desigualdade de renda familiar *per capita*,<sup>11</sup> as diferenças entre trabalhadores rurais e urbanos, e entre diferentes regiões, vêm perdendo importância para explicar a desigualdade de rendimentos total.

#### 4 METODOLOGIA DA ANÁLISE CONTRAFACTUAL

A metodologia de análise utilizada para os exercícios contrafactuais é muito simples e baseia-se na vasta literatura de análise de decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho. Em particular, este artigo está relacionado com a literatura que remonta ao trabalho de Juhn, Murphy e Pierce (1993), que utilizam métodos paramétricos para decompor a distribuição – e, portanto, a desigualdade de rendimentos – nos chamados efeitos preço, quantidade e não-observáveis. De forma mais específica, a partir de regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), os autores utilizam as variáveis de controle (quantidade), os coeficientes estimados (os preços) e os resíduos das regressões (os não-observáveis) para reconstruir, sequencialmente, a distribuição de rendimentos em um dado período. Por esse procedimento, é possível obter distribuições contrafactuais que permitem identificar a contribuição de cada um dos componentes mencionados.

Mais recentemente, outros trabalhos têm utilizado essas metodologias, ou outras a elas semelhantes, para decompor a distribuição de

<sup>11</sup> Ver, entre outros, Ipea (2006), Barros et al. (capítulo 2 do volume 1 deste livro) e Ferreira et al. (capítulo 11 do volume 1 deste livro).

rendimentos e diferentes medidas de desigualdade. Entre esses trabalhos, destacam-se o de Menezes-Filho et al. (capítulo 25 deste volume), de Azevedo e Foguel (capítulo 27 deste volume), bem como o de Firpo e Reis (capítulo 33 deste volume). À semelhança desses trabalhos, o objetivo aqui é obter distribuições contrafactuais do rendimento do trabalho que permitam identificar a contribuição de determinados fatores para a evolução da desigualdade de rendimentos nos últimos dez anos.

Mais especificamente, o foco deste capítulo recai sobre o papel desempenhado pela segmentação do mercado de trabalho na evolução da desigualdade de rendimentos. Portanto, os exercícios concentram-se na análise dos componentes do efeito-preço que estão potencialmente relacionados à existência de segmentação espacial, setorial e formal-informal, a saber: os diferenciais entre setores de atividade; os diferenciais entre trabalhadores formais e informais; os diferenciais regionais; os diferenciais entre municípios de diferentes tamanhos; e os diferenciais entre áreas rurais e urbanas. Nesse sentido, a idéia é avaliar em que medida a evolução desses preços isoladamente afetou a evolução da desigualdade. O objetivo final é fornecer respostas à seguinte pergunta: “o que teria ocorrido com a desigualdade de rendimentos se o diferencial entre trabalhadores formais e informais tivesse permanecido constante no nível de 1995?”.

Para tanto, é necessário reconstruir a distribuição de rendimentos de cada ano, utilizando os preços de interesse correspondentes ao ano de referência (no exemplo dado no fim do parágrafo anterior, 1995). Ou seja, o exercício consiste em analisar os efeitos sobre a desigualdade de rendimentos reconstruindo a distribuição de um dado ano e mantendo tudo mais constante, exceto os preços, que são aqueles observados no período de referência. Formalizando um pouco, considere-se a seguinte regressão de salários:

$$y_{i,t} = \mathbf{X}_{i,t} \beta_t + u_{i,t}, \quad (1)$$

em que  $i$  denota o indivíduo,  $t$  o período de tempo (nesse caso, cada ano da amostra),  $y_{i,t}$  o logaritmo do rendimento real,  $\mathbf{X}_{i,t}$  o vetor de características observáveis do indivíduo  $i$  no período  $t$ ,<sup>12</sup>  $\beta_t$  o vetor de coeficientes do período  $t$  (os preços do período  $t$ ), e  $u_{i,t}$  o termo de erro da regressão. Cabe ressaltar que o subscrito  $i,t$  não indica a existência de um painel, visto que os dados da Pnad constituem *cross-sections* agrupadas, mas, simplesmente, que para cada ano  $t$  há uma amostra diferente de  $i = 1, \dots, N$  indivíduos.

<sup>12</sup> Como mencionado na seção 2, as regressões utilizam como variáveis de controle as seguintes características dos trabalhadores: idade; idade ao quadrado; escolaridade; escolaridade ao quadrado; *dummy* para área urbana; *dummy* para homens; *dummy* para chefe de família; *dummy* para cor branca; cinco *dummies* para posição na ocupação (com carteira é a categoria omitida); seis *dummies* de setor (agricultura é a categoria omitida); porte do município (não auto-representativo é a omitida); quatro *dummies* da região (a Norte é omitida).



Essa equação de salários é estimada para cada ano  $t$ , usando-se MQO. A hipótese central de identificação feita aqui é que o termo de erro  $u_{it}$  tem média condicional nula, ou seja,  $E[u_{i,t}|X_{i,t}] = 0$ . Trata-se de uma hipótese forte, pois implica o fato de as variáveis observáveis incluídas na regressão não serem correlacionadas com as características não-observáveis do trabalhador, omitidas do vetor de controles e, portanto, incorporadas ao termo de erro. Por outro lado, essa hipótese simplifica, sobremaneira, a análise do papel da segmentação proposta aqui, pois ela elimina o problema de existência de viés de seleção.

Feitas essas ressalvas, para cada ano  $t$  temos que:

$$y_{i,t} = \hat{y}_{i,t} + \hat{u}_{i,t} = X_{i,t} \hat{\beta}_t + \hat{u}_{i,t}, \quad (2)$$

em que  $\hat{y}_{i,t}$  corresponde à renda predita do indivíduo  $i$  no ano  $t$ ,  $\hat{\beta}_t$  é o vetor de coeficientes estimados por MQO, e  $\hat{u}_{i,t}$  é o resíduo estimado.

Assim, para cada ano é possível construir, de forma bastante simples, um vetor de rendimentos contrafactuais que mantém tudo mais constante, exceto pelo vetor de preços. Por exemplo, se estivermos interessados em analisar qual teria sido o vetor de rendimentos observado no ano  $t_1$  caso os preços tivessem permanecido constantes no nível do ano  $t_0$ , basta reescrever a expressão (2) de forma que:

$$y_{i,c} = X_{i,t_1} \hat{\beta}_{t_0} + \hat{u}_{i,t_1}, \quad (3)$$

Assim, a expressão 3 mostra o vetor de rendimentos contrafactuais,  $y_{i,c}$ , que é obtido utilizando as quantidades observadas em  $t_1$ ,  $X_{i,t_1}$ , os preços estimados para  $t_0$ ,  $\hat{\beta}_{t_0}$ , e os resíduos de  $t_1$ ,  $\hat{u}_{i,t_1}$ .

Mais ainda, como a metodologia empregada é totalmente paramétrica – ao contrário do que ocorre, por exemplo, em DiNardo et al. (1996) e Firpo e Reis (2007), que utilizam abordagens semiparamétricas –, é possível isolar a contribuição de cada componente do vetor de preços  $\hat{\beta}_t$ . Portanto, se o interesse for analisar, por exemplo, a importância do diferencial entre trabalhadores de áreas urbanas e rurais, é possível fazê-lo da seguinte forma:

$$y_{i,a} = \alpha_{t_1} + x_{i,t_1}^a \hat{\beta}_{t_0}^a + \sum_{j=1}^{k-1} x_{i,t_1}^j \hat{\beta}_{t_1}^j + \hat{u}_{i,t_1}, \quad (4)$$

em que  $x_{i,t_1}^a$  representa a variável *dummy* que indica se o trabalhador vive em uma área urbana ou não no ano  $t_1$ ,  $\hat{\beta}_{t_0}^a$  é o correspondente coeficiente estimado para o ano  $t_0$ , e  $\alpha_{t_1}$  corresponde ao termo de intercepto da regressão em  $t_1$ . Assim, utilizam-se todas as quantidades

e preços de  $t_1$ , exceto por aquele correspondente ao diferencial entre áreas urbanas e rurais, que é mantido fixo em  $t_0$ .

Esse procedimento permite construir tantos vetores de rendimentos contrafactuais quanto se deseje e, a partir deles, utilizar medidas de desigualdade usuais para avaliar o que teria ocorrido com a desigualdade em cada um dos casos considerados. Além disso, também é possível construir uma medida sintética da contribuição de um determinado fator para a queda da desigualdade observada entre o período de referência e o período final considerado. A medida é bastante intuitiva e é dada por:

$$C^j = 1 - \frac{I(\mathbf{y}_j) - I(\mathbf{y}_{t_0})}{I(\mathbf{y}_{t_1}) - I(\mathbf{y}_{t_0})} = \frac{I(\mathbf{y}_{t_1}) - I(\mathbf{y}_j)}{I(\mathbf{y}_{t_1}) - I(\mathbf{y}_{t_0})}, \quad (5)$$

em que  $I(\cdot)$  é uma medida de desigualdade qualquer (coeficiente de Gini, índice de Theil, etc.),  $\mathbf{y}_{t_1}$  é o vetor de rendimentos observado no período final (denotado por  $t_1$ ),  $\mathbf{y}_{t_0}$  é o vetor de rendimentos observado no período inicial (denotado por  $t_0$ ), e  $\mathbf{y}_j$  é o vetor de rendimentos contrafactuais, em que  $j$  denota o preço mantido constante no valor do período inicial  $t_0$ .

Portanto, essa medida representa a parcela da queda total da desigualdade observada entre os períodos inicial e final, que pode ser atribuída à variação dos preços do atributo  $j$ . Assim,  $C^j > 0$  significa que o preço do fator em questão teve um impacto positivo sobre a desigualdade, contribuindo, assim, para a queda observada. Ao contrário,  $C^j < 0$  significa que o preço do fator contribuiu negativamente para a evolução da desigualdade; vale dizer, se os preços tivessem permanecido constantes nos níveis do período inicial, a queda na desigualdade teria sido maior do que a de fato observada. Voltando ao exemplo da expressão (4), seja o período final o ano de 2005, e o período inicial o ano de 1995, a medida  $C^j$  será dada por:

$$C^a = \frac{I(\mathbf{y}_{05}) - I(\mathbf{y}_a)}{I(\mathbf{y}_{05}) - I(\mathbf{y}_{95})} \quad (6)$$

Embora simples, essa é uma abordagem sujeita a algumas importantes limitações. Em particular, sua capacidade de associar a segmentação no mercado de trabalho ao comportamento da desigualdade de rendimentos depende da possibilidade de medir, adequadamente, o grau de segmentação a partir de diferenciais condicionados de rendimentos. Se a hipótese de identificação feita for verdadeira (que o termo de erro  $u_{i,t}$  tem média condicional nula), então é provável que

o coeficiente estimado forneça uma boa aproximação para o grau de segmentação. Porém, se essa hipótese não for válida – e, de fato, parece ser razoável supor que ela não o é – então não será possível atribuir um caráter causal à relação entre o coeficiente estimado e a variável dependente. Ainda assim, a análise apresentada aqui continua válida, pois o objetivo último é identificar, e quantificar, a importância do efeito-preço e seus diferentes componentes na evolução da desigualdade de rendimentos no período 1995-2005. Finalmente, cabe comentar que todos os exercícios são condicionados à forma funcional adotada para a regressão de salários e suas potenciais limitações. Embora sejam utilizadas variáveis *dummies* para quase todas as variáveis de controle<sup>13</sup> (que é uma forma funcional bastante flexível), a forma funcional adotada não inclui, por exemplo, nenhum tipo de interação delas.

## 5 RESULTADOS DOS EXERCÍCIOS CONTRAFACTUAIS

### 5.1 Resultados para o período 1995-2005

Os exercícios feitos nesta subseção consistem em fixar os diferentes preços em seus respectivos valores estimados em 1995, e em analisar tanto o seu impacto sobre o grau de desigualdade como a sua contribuição para a queda observada. As dimensões contempladas em todos os exercícios consistem naquelas potencialmente associadas à existência de segmentação no mercado de trabalho, a saber: diferenciais entre trabalhadores localizados em municípios de diversos tamanhos; diferenciais entre trabalhadores de distintos setores de atividade; diferenciais entre trabalhadores de áreas urbanas e rurais; diferenciais regionais; e diferenciais entre trabalhadores formais e informais.

Quanto a esta última, cabe um esclarecimento adicional. Embora a regressão de salários estimada contenha *dummies* para quatro possíveis *status* ocupacionais,<sup>14</sup> os exercícios realizados fixam apenas os coeficientes relativos às *dummies* de sem carteira e de conta-própria. A justificativa para tal procedimento é simplesmente tentar isolar o componente que, de fato, diz respeito ao diferencial entre trabalhadores formais e informais. Como empregadores, funcionários públicos e militares apresentam uma dinâmica muito particular, e não necessariamente vinculada ao mercado de trabalho, optou-se por não incluí-los diretamente na análise.

<sup>13</sup> As únicas exceções são as variáveis anos de escolaridade e idade, para as quais se supõe uma forma funcional quadrática.

<sup>14</sup> Trabalhador sem carteira, conta-própria, empregador e funcionário público ou militar (a categoria omitida é o trabalhador com carteira).

Além desses fatores relativos às diferentes formas de segmentação no mercado de trabalho, foram acrescentados os resultados pertinentes ao efeito-preço global (fixando-se todos os preços simultaneamente) e à educação. O primeiro permite avaliar a importância do efeito-preço total em comparação com os efeitos quantidade e resíduos combinados e, portanto, comparar os resultados aqui obtidos com os de outros trabalhos da literatura. Já o impacto dos retornos da educação pode ser utilizado como referência para o dos demais preços, pois se trata de um dos principais determinantes do nível e da distribuição dos rendimentos do trabalho.

A tabela 3 apresenta, de forma sintética, os resultados<sup>15</sup> dos exercícios contrafactuais realizados para o período 1995-2005. Contém tanto a variação absoluta que seria observada no grau de desigualdade (medido pelo índice de Theil-L e pelo coeficiente de Gini), caso cada um dos preços tivesse permanecido constante nos níveis de 1995, quanto a contribuição de cada um desses preços para a queda total da desigualdade entre 1995 e 2005.

TABELA 3  
Exercícios contrafactuais – tabela sintética

	E(0)		Gini	
	$I(y_c) - I(y_{95})$	$C^j$ (em %)	$I(y_c) - I(y_{95})$	$C^j$ (em %)
Todos os preços	-0,051	37,17	-0,025	37,94
Educação	-0,054	33,48	-0,027	30,99
Diferenciais entre municípios	-0,074	8,55	-0,036	8,49
Diferenciais entre setores	-0,088	-9,59	-0,043	-9,45
Diferenciais urbano-rural	-0,077	4,14	-0,038	3,72
Diferenciais formal-informal	-0,098	-22,07	-0,045	-14,03
Diferenciais entre regiões	-0,081	-1,04	-0,040	0,10
Variação absol. obser. $[I(y_{05}) - I(y_{95})]$	-0,080		-0,040	

Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

Os resultados mostram que o efeito-preço total teve um papel importante na queda da desigualdade observada no período, correspondendo a, aproximadamente, 37%. Como esperado, os retornos da educação desempenharam o principal papel, correspondendo de 30% a 33% (dependendo da medida de desigualdade considerada) da redução da desigualdade ao longo do período.

<sup>15</sup> Note-se que as tabelas 3 e 4 seguem a mesma notação introduzida na seção 4, expressões (5) e (6).

Entre os atributos de interesse, o diferencial entre trabalhadores formais (com carteira) e informais (sem carteira e conta-própria) foi o de maior importância relativa, com uma contribuição negativa que oscilou entre 14% e 22% (de acordo com o coeficiente de Gini e o índice de Theil, respectivamente). Isso significa que, caso o diferencial entre formais e informais tivesse permanecido constante nos níveis de 1995, a queda na desigualdade teria sido 14% ou 22% maior. A razão para esse efeito negativo fica clara a partir da observação da evolução do diferencial entre trabalhadores com carteira e sem carteira e, particularmente, entre trabalhadores com carteira e por conta-própria (gráfico A.1). Ambos subiram, significativamente, ao longo desses dez anos, o que contribuiu para ampliar as diferenças entre os dois grupos de trabalhadores.<sup>16</sup>

Um segundo aspecto que deve ser ressaltado é o fato de o efeito negativo captado pelo índice de Theil ser muito mais acentuado do que aquele captado pelo coeficiente de Gini. Isso indica que a ampliação do diferencial entre trabalhadores formais e informais tem sido especialmente prejudicial aos trabalhadores localizados na cauda inferior da distribuição, que são aqueles que tendem a estar sobre-representados no setor informal. De fato, uma análise desagregada para todos os centésimos da distribuição confirma essa conjectura. O gráfico A.5 mostra a variação da renda média de cada centésimo da distribuição de rendimentos entre 1995 e 2005 em comparação com a variação que seria observada caso o diferencial entre formais e informais tivesse permanecido constante nos valores de 1995. O gráfico mostra que, exceto para os trabalhadores localizados entre o 20º e o 26º centésimos,<sup>17</sup> todos os demais teriam uma variação mais positiva (ou menos negativa) caso o diferencial formal-informal tivesse permanecido constante. Porém, aqueles localizados até o 20º centésimo (inclusive) e entre o 26º e o 36º seriam os mais positivamente afetados.

Uma outra forma de se estudar o efeito dos preços e do diferencial formal-informal é analisar como teria evoluído a desigualdade de rendimentos caso esses tivessem permanecido constantes em seus níveis de 1995. O gráfico 2 apresenta a evolução dos coeficientes de Gini contrafactuais, que correspondem aos níveis de desigualdade que seriam observados em um dado ano, caso os preços tivessem permanecido fixos em 1995.

Pelo gráfico 2 fica claro que, se todos os preços tivessem permanecido constantes, a queda na desigualdade teria sido muito menos acentuada. Mais ainda: essa diferença entre o grau de desigualdade

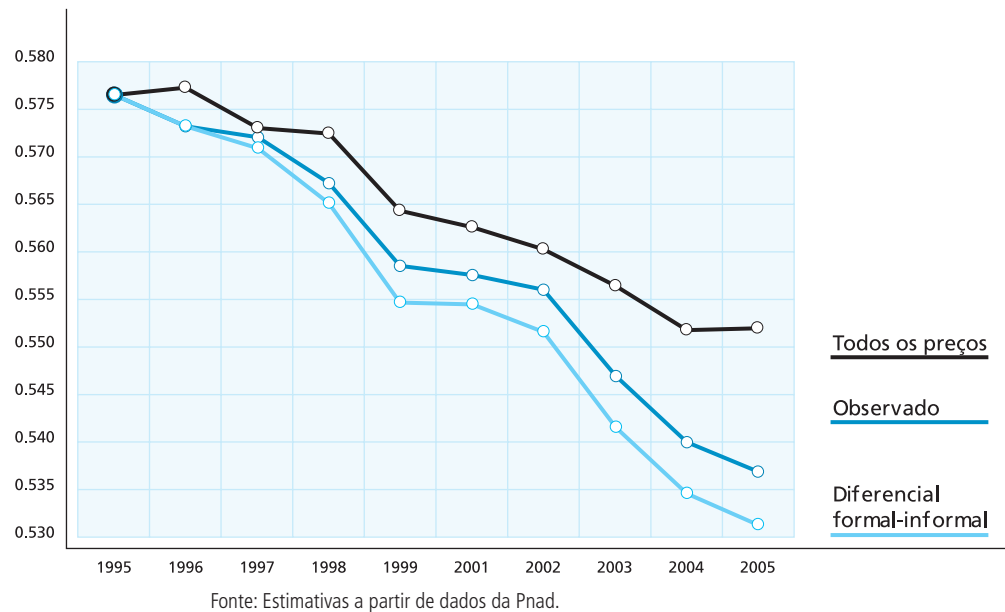
<sup>16</sup> Cabe notar que esse efeito negativo tão acentuado não foi captado nas análises de decomposição da seção 3, quando se considerou o papel da desigualdade entre trabalhadores de todas as categorias ocupacionais, incluídos empregadores e funcionários públicos. Portanto, isso pode estar indicando que a inclusão dessas categorias atua de alguma forma para atenuar o efeito negativo da ampliação do diferencial entre formais e informais.

<sup>17</sup> Esses são os centésimos nos quais estão localizados os trabalhadores que tipicamente recebem um salário mínimo e, portanto, a variação de sua renda é, em grande parte, determinada pela variação do mínimo.

observado e o contrafactual vai se ampliando com o passar do tempo, e de forma especialmente significativa a partir de 2002. Ao contrário, caso o diferencial formal-informal permanecesse em seu nível de 1995, a queda na desigualdade teria sido mais intensa. Da mesma forma, a distância entre o Gini observado e o contrafactual vai se ampliando com o passar do tempo e, novamente, de forma mais expressiva a partir de 2001.

## GRÁFICO 2

Evolução das desigualdades contrafactuais – todos os preços e diferencial formal-informal



Além do diferencial formal-informal, os dois atributos que apresentam o efeito mais significativo (ainda que de menor magnitude) são o “setor de atividade” e o “porte do município”, sendo que os dois efeitos caminham em direções opostas. Por um lado, a evolução dos diferenciais entre setores parece ter contribuído para aumentar a desigualdade ou, dito de outra forma, impediu que a desigualdade caísse mais. Noutras palavras: caso o diferencial de rendimentos entre trabalhadores de diferentes setores tivesse permanecido constante no valor de 1995, a desigualdade teria apresentado uma queda 9% mais forte. Ambas as medidas de desigualdade apontam para uma mesma contribuição do diferencial entre setores, o que sugere que esse efeito não foi particularmente concentrado em um trecho da distribuição de rendi-

mentos. O gráfico A.6 confirma essa análise, uma vez que a variação da renda média de todos os centésimos teria sido maior (menos negativa) caso o diferencial entre os setores tivesse permanecido constante, e não há qualquer segmento da distribuição em que esse efeito seja especialmente acentuado (exceto, talvez, pelos centésimos 31 a 36).

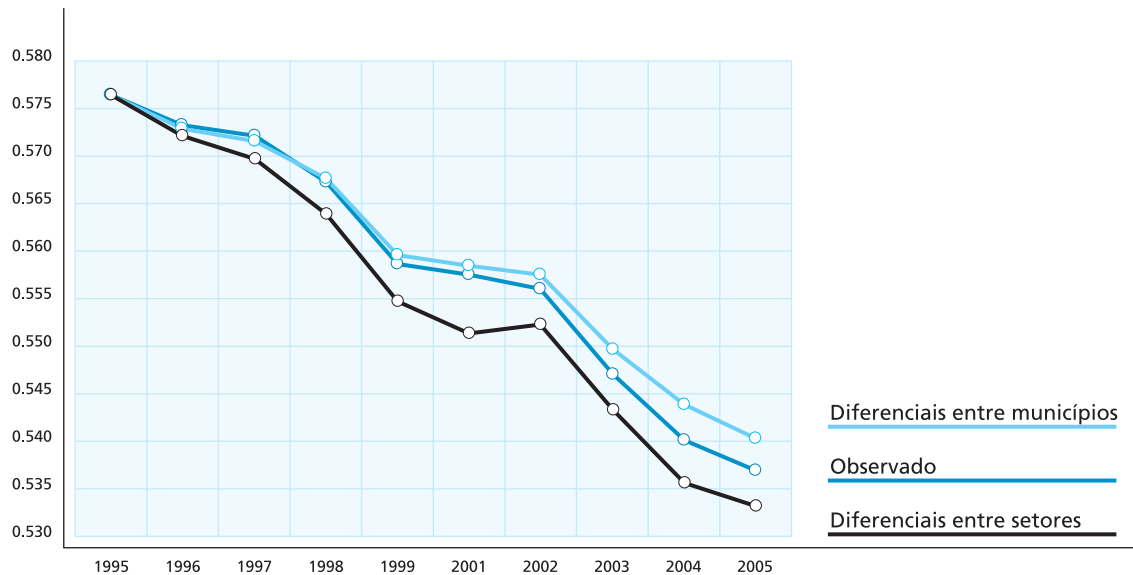
Já o diferencial entre trabalhadores localizados em municípios de diferentes tamanhos, esse apresentou um efeito positivo, explicando, dessa forma, aproximadamente 9% da queda na desigualdade de rendimentos. Assim, esse resultado – aliado ao apresentado pelo gráfico A.3, de queda contínua do diferencial entre municípios – sugere que o mercado de trabalho passou a estar mais integrado espacialmente, além de esse fenômeno ter tido, por seu turno, um impacto positivo e substancial sobre a desigualdade de rendimentos. O mesmo pode ser observado no que diz respeito aos diferenciais entre trabalhadores de áreas urbanas e rurais: a sua redução teve um impacto positivo sobre a desigualdade, ainda que de forma um pouco mais moderada (entre 5% e 6%).

Portanto, esses resultados confirmam a análise levantada na seção 3, na qual se apontou a redução da importância dos diferentes aspectos espaciais e geográficos para explicar a desigualdade total. A análise desta subseção indica, ainda, que o porte do município foi o determinante espacial/geográfico com maior importância relativa para a redução da desigualdade. Entretanto, os diferenciais regionais apresentam um resultado ambíguo: a direção de seu efeito depende da medida de desigualdade utilizada, e ele é negativo para índice de Theil e positivo para o coeficiente de Gini. Não obstante, ambos os efeitos são muito próximos de zero. Novamente, não há evidências de que esse processo tenha sido mais benéfico ou prejudicial para os trabalhadores localizados em segmentos específicos da distribuição de rendimentos (gráfico A.7).

Os mesmos resultados podem ser observados quando se analisa a evolução do grau de desigualdade contrafactual ao longo de todo o período. O gráfico 3 mostra o efeito negativo do diferencial entre setores, que aumenta de forma expressiva de 1997 até 2001, quando se torna menos acentuado. Assim, o gráfico mostra, claramente, como a desigualdade teria evoluído de forma mais favorável caso o diferencial entre setores tivesse permanecido fixo em 1995. Ao contrário, o diferencial entre trabalhadores de municípios de diferentes portes contribuiu, ainda que de forma menos significativa, para a redução da desigualdade. Esse efeito torna-se mais importante a partir de 2001, e amplia-se de forma significativa a partir de 2002.

### GRÁFICO 3

Evolução das desigualdades contrafactuais – setores e municípios



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

#### 5.2 Resultados para o período 2001-2005

A análise da subseção anterior – em particular a dos gráficos 2 e 3 – fornece alguns indícios de que o período mais recente, que se inicia em 2001, apresenta particularidades importantes. De fato, o gráfico 1 mostra que, no período analisado, o quinquênio 2001-2005 caracteriza-se como um intervalo de queda mais acentuada da desigualdade de rendimentos do trabalho, em particular para o caso do coeficiente de Gini. Isso vale tanto para a desigualdade de rendimentos como para a desigualdade de renda familiar *per capita*, como mostra Ipea (2006). Sendo assim, cabe investigar esse período mais detalhadamente, replicando-se a análise da subseção anterior, porém tendo como referência o ano de 2001, e mantendo-se como período final o ano de 2005.

Iniciando-se pela análise da tabela sintética (tabelas 3 e 4), é possível perceber algumas diferenças importantes em relação aos resultados apresentados na subseção anterior. A primeira delas é o aumento da importância do efeito-preço total, que passa de 37% no período 1995-2005, para 51% no período 2001-2005. Esse resultado encontra algum respaldo nos gráficos A.1 a A.4, pois uma inspeção visual sugere que ocorre, a partir de 2001, um aprofundamento das tendências que vinham sendo observadas ao longo



do período (à exceção do diferencial entre áreas rurais e urbanas). O mesmo resultado é encontrado por Azevedo e Foguel (capítulo 27 deste volume), os quais mostram que, comparado ao efeito-quantidade, o efeito-preço se torna mais importante para explicar a evolução da desigualdade no período mais recente.

**TABELA 4**  
Exercícios contrafactuais – tabela sintética

	<b>E(0)</b>		<b>Gini</b>	
	$I(y_c) - I(y_{01})$	$C^j$ (em %)	$I(y_c) - I(y_{01})$	$C^j$ (em %)
Todos os preços	-0,018	51,91	-0,010	50,02
Educação	-0,025	34,88	-0,014	31,34
Diferenciais entre municípios	-0,034	10,41	-0,019	9,98
Diferenciais entre setores	-0,033	14,67	-0,018	12,02
Diferenciais urbano-rural	-0,038	1,36	-0,020	1,61
Diferenciais formal-informal	-0,049	-28,14	-0,024	-16,64
Diferenciais entre regiões	-0,040	-3,32	-0,021	-0,58
Varição absoluta observada $[I(y_{05}) - I(y_{01})]$	-0,038		-0,021	

Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

Um segundo aspecto a ser ressaltado é o aumento da importância relativa do efeito negativo do diferencial entre trabalhadores formais e informais, que confirma os resultados apresentados no gráfico 2. De forma semelhante ao que ocorre no período como um todo, no período 2001-2005 é possível observar um efeito negativo muito mais acentuado quando se utiliza o índice de Theil como medida do grau de desigualdade. Isso mostra que o efeito negativo da evolução do diferencial formal-informal também foi muito mais prejudicial para os trabalhadores mais pobres nesse período. O gráfico A.8 confirma que os trabalhadores mais positivamente afetados seriam novamente aqueles localizados até o 20º centésimo (inclusive) e entre o 26º e o 36º.

O resultado mais surpreendente, contudo, diz respeito ao papel desempenhado pelos diferenciais setoriais. O efeito não apenas muda de direção, tornando-se positivo, como sua magnitude (em termos absolutos) aumenta de forma expressiva. Esse efeito também pode ser observado no gráfico A.9, que mostra a variação por centésimo da distribuição observada na realidade e sob o cenário contrafactual. Tivessem os diferenciais setoriais permanecido fixos em 2001, a variação seria claramente mais positiva (ou menos negativa) para os centésimos da distribuição localizados acima do 21º centésimo. Em particular, para alguns segmentos da distribuição esse efeito positivo é mais forte – tais como entre o 36º e o 46º, ou entre o 71º e o 81º. Ao con-

trário, nos centésimos do primeiro quinto da distribuição esse efeito positivo seria muito mais discreto ou inexistente. Por essa razão, caso os diferenciais setoriais tivessem permanecido constantes no período 2001-2005, a desigualdade de rendimentos teria sido maior. Como esse período é caracterizado por uma tendência mais clara e acentuada de declínio dos diferenciais dos demais setores em relação à agricultura, é possível que nele o bom desempenho do agronegócio seja um dos fatores determinantes desse efeito.

Por fim, o diferencial entre trabalhadores localizados em municípios de diferentes tamanhos tem substancialmente aumentada sua importância relativa quando se toma como referência o período mais recente. Porém, o efeito positivo continua a não beneficiar de forma clara trabalhadores localizados em determinados segmentos da distribuição de rendimentos e, em particular, não há evidências de que os trabalhadores de menor rendimento tenham sido aqueles mais beneficiados (gráfico A.10). O diferencial entre áreas rurais e urbanas perde um pouco de sua importância relativa, enquanto o diferencial regional deixa de ter um comportamento ambíguo e passa a apresentar um efeito negativo para ambas as medidas (ainda que muito próximo de zero).

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve por objetivo contribuir para a análise dos determinantes do comportamento da distribuição de rendimentos do trabalho no Brasil, no período 1995-2005 e, em particular, no período 2001-2005. A análise concentra-se especificamente no papel desempenhado pelas diferentes formas de segmentação do mercado de trabalho, bem como em sua importância relativa para explicar o comportamento da desigualdade de rendimentos nos últimos dez anos. Para tanto, utiliza-se aqui uma metodologia simples de análise contrafactual, baseada na literatura de análise de decomposição da distribuição de rendimentos do trabalho, que utiliza métodos paramétricos e, em particular, no trabalho de Juhn, Murphy e Pierce (1993). De maneira geral, os exercícios realizados consistem em analisar os impactos da evolução dos diferentes preços associados à questão da segmentação sobre a distribuição de rendimentos. Para isso, busca-se reconstruir toda a distribuição de um dado ano, mantendo tudo mais constante, exceto pelos preços de interesse, os quais são mantidos fixos em seus valores no período de referência.

Além dos exercícios contrafactuais, são feitas também análises simples de decomposições estáticas da desigualdade de rendimentos. Essas decomposições mostram que, dos componentes potencialmente associados à existência de segmentação no mercado de trabalho, aquele que apresenta maior importância relativa para explicar a desigualdade total é a “posição na ocupação” do trabalhador: a desigualdade entre trabalhadores com diferentes *status* ocupacionais explica cerca de 20% da desigualdade total, percentual esse que oscila pouco ao longo de todo o período. Diferenças entre trabalhadores de diferentes setores também explicam uma parcela significativa da desigualdade total, mas perde parte de sua importância no período mais recente. Tanto a desigualdade entre trabalhadores de áreas rurais e urbanas quanto a desigualdade entre trabalhadores de diferentes municípios perderam muito de sua importância ao longo do período, o que indica que os aspectos espaciais podem ter contribuído para a queda observada na desigualdade de rendimentos.

Os resultados da análise contrafactual corroboram essas conclusões e levantam novas evidências. Quando se isola o componente relativo exclusivamente aos diferenciais entre trabalhadores formais e informais, o que se obtém é um efeito negativo e extremamente elevado. Sendo assim, a evolução dos diferenciais entre formais e informais contribuiu para minorar a queda da desigualdade e, caso eles tivessem permanecido constantes em seus níveis de 1995 ou 2001, a queda na desigualdade teria sido significativamente mais elevada. Mais ainda, esse efeito negativo parece ter sido mais prejudicial aos trabalhadores de menores rendimentos, localizados no extremo da cauda inferior da distribuição de rendimentos.

O diferencial entre trabalhadores de diferentes setores também desempenhou um papel negativo, porém de menor magnitude, no período 1995-2005. Contudo, quando se toma o ano de 2001 como referência, o resultado inverte-se e o diferencial entre setores passa a ter um efeito positivo e de maior magnitude (em valores absolutos). Esse resultado parece estar refletindo o bom desempenho do setor agrícola e a redução das distâncias entre ele e os demais setores. Por fim, há evidências de que ocorreu um processo contínuo de maior integração espacial do mercado de trabalho, com uma redução progressiva das distâncias entre trabalhadores de municípios pequenos, de municípios médios e de grandes municípios de áreas metropolitanas. Esse processo teve um impacto positivo sobre a evolução da desigualdade, impacto esse que se tornou mais forte no período mais recente.

## 7 REFERÊNCIAS

- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).
- COWELL, F. A. **Measuring inequality**. 2. ed. Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf, 1995.
- DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, 1996.
- FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD J. A. Education or inflation? The micro and macroeconomics of the brazilian income distribution during 1981-1995. **Cuadernos de Economía**, v. 38, n. 141, p. 209-238, 2001.
- FERREIRA, F. H. G. et al. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 147-169, 2006.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (Ipea). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Versão eletrônica disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- JUHN, C.; MURPHY, K.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy**, 101, June, 1993.
- RAMOS, L. **Padrão espacial da evolução do emprego formal: 1995-2003**. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1.102).
- ROCHA, R. **Distribuição de renda e percepção da desigualdade**. Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Rio de Janeiro: UFRJ, 2004. Dissertação de Mestrado. Mimeo.
- SOARES, F. V. **Some stylized facts of the informal sector in Brazil**. Brasília: Ipea, 2004. (Texto para Discussão, n. 1.020).
- SOARES, S.; PIANTO, D. M. **Metodologia e resultados da avaliação do programa de erradicação do trabalho infantil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2003. (Texto para Discussão, n. 994).
- ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Revista de Economia Política**. São Paulo: Editora 34, v. 26, n. 4, 2006a.
- \_\_\_\_\_. **Determinantes da informalidade no mercado de trabalho brasileiro**. 2006b. Mimeo.

## ANEXOS

**TABELA A.1**  
Regressões de salários, 1995-2005

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Nordeste	-0,305 (32.44)**	-0,299 (31.75)**	-0,31 (34.80)**	-0,255 (28.50)**	-0,25 (29.19)**	-0,284 (40.77)**	-0,278 (40.30)**	-0,286 (41.36)**	-0,32 (46.87)**	-0,315 (49.00)**
Sudeste	0,092 (10.12)**	0,123 (13.47)**	0,123 (14.19)**	0,148 (16.92)**	0,151 (18.07)**	0,104 (15.26)**	0,124 (18.51)**	0,111 (16.55)**	0,077 (11.85)**	0,066 (10.82)**
Sul	0,042 (4.15)**	0,055 (5.45)**	0,073 (7.61)**	0,08 (8.25)**	0,077 (8.27)**	0,049 (6.23)**	0,095 (12.33)**	0,106 (13.86)**	0,083 (11.17)**	0,083 (11.77)**
Centro-Oeste	0,059 (5.82)**	0,089 (8.75)**	0,091 (9.54)**	0,115 (11.96)**	0,112 (12.10)**	0,107 (13.82)**	0,138 (17.96)**	0,157 (21.02)**	0,144 (19.71)**	0,124 (17.82)**
Idade	0,064 (54.76)**	0,064 (53.17)**	0,066 (56.62)**	0,066 (57.42)**	0,068 (61.40)**	0,069 (63.16)**	0,068 (62.47)**	0,069 (62.59)**	0,07 (65.59)**	0,066 (63.37)**
Idade <sup>2</sup>	-0,001 (45.45)**	-0,001 (43.89)**	-0,001 (46.69)**	-0,001 (47.06)**	-0,001 (50.48)**	-0,001 (50.92)**	-0,001 (50.14)**	-0,001 (50.13)**	-0,001 (52.56)**	-0,001 (49.91)**
Homem	0,43 (74.21)**	0,408 (69.22)**	0,427 (76.00)**	0,414 (76.31)**	0,41 (76.89)**	0,404 (78.91)**	0,412 (83.42)**	0,412 (82.86)**	0,412 (86.99)**	0,408 (87.82)**
Chefe	0,241 (43.97)**	0,239 (42.68)**	0,223 (42.29)**	0,223 (43.98)**	0,214 (43.20)**	0,198 (41.08)**	0,199 (42.98)**	0,196 (42.19)**	0,185 (41.78)**	0,187 (43.17)**
Educação	0,019 (10.00)**	0,017 (9.14)**	0,017 (9.51)**	0,01 (5.79)**	0,007 (3.78)**	0,002 (-1.03)	-0,006 (3.54)**	-0,003 (-1.71)	-0,007 (3.95)**	-0,007 (4.13)**
Educação <sup>2</sup>	0,005 (44.72)**	0,005 (43.27)**	0,005 (45.40)**	0,006 (49.75)**	0,006 (51.82)**	0,006 (55.36)**	0,006 (61.26)**	0,006 (57.35)**	0,006 (60.31)**	0,006 (59.22)**
Auto-rep.	0,167 (27.83)**	0,163 (26.77)**	0,156 (26.75)**	0,146 (25.73)**	0,146 (25.98)**	0,143 (27.06)**	0,156 (30.13)**	0,138 (26.38)**	0,121 (24.38)**	0,131 (26.81)**
Metropolitanos	0,253 (47.22)**	0,257 (46.06)**	0,269 (50.70)**	0,249 (48.55)**	0,228 (45.13)**	0,23 (48.61)**	0,219 (47.16)**	0,196 (41.87)**	0,173 (38.22)**	0,184 (41.67)**
Sem carteira	-0,23 (40.79)**	-0,227 (40.15)**	-0,249 (46.11)**	-0,262 (50.16)**	-0,29 (57.30)**	-0,274 (56.26)**	-0,295 (62.25)**	-0,32 (68.00)**	-0,323 (70.65)**	-0,321 (71.08)**
Conta-própria	-0,099 (15.05)**	-0,061 (9.06)**	-0,146 (22.32)**	-0,175 (27.63)**	-0,188 (30.16)**	-0,218 (35.21)**	-0,265 (43.58)**	-0,298 (48.26)**	-0,31 (51.07)**	-0,347 (57.86)**
Empregador	0,732 (54.92)**	0,72 (48.55)**	0,711 (53.98)**	0,651 (49.31)**	0,661 (52.24)**	0,631 (51.07)**	0,633 (54.12)**	0,606 (50.10)**	0,605 (52.71)**	0,609 (53.70)**
Func. público	0,12 (12.09)**	0,091 (9.16)**	0,087 (9.18)**	0,101 (11.06)**	0,092 (10.15)**	0,098 (11.38)**	0,128 (15.44)**	0,105 (12.62)**	0,092 (11.13)**	0,11 (13.40)**
Indústria	0,238 (24.79)**	0,245 (24.52)**	0,255 (26.56)**	0,246 (26.53)**	0,208 (23.02)**	0,213 (22.32)**	0,158 (16.79)**	0,136 (14.25)**	0,125 (13.61)**	0,122 (13.11)**
Construção	0,27 (25.60)**	0,252 (23.20)**	0,305 (29.72)**	0,272 (28.55)**	0,219 (23.11)**	0,216 (21.67)**	0,192 (19.59)**	0,148 (14.75)**	0,129 (13.25)**	0,157 (16.08)**
Comércio	0,246 (26.04)**	0,262 (26.70)**	0,29 (31.00)**	0,267 (29.66)**	0,228 (25.96)**	0,242 (26.31)**	0,185 (20.49)**	0,143 (15.77)**	0,14 (15.80)**	0,148 (16.69)**
Adm. pública	0,097 (8.50)**	0,139 (11.99)**	0,201 (18.17)**	0,228 (21.38)**	0,221 (21.07)**	0,272 (25.89)**	0,203 (19.77)**	0,182 (17.41)**	0,177 (17.38)**	0,181 (17.94)**
Serviços	0,065 (6.31)**	0,101 (9.47)**	0,126 (12.40)**	0,101 (10.23)**	0,075 (7.73)**	0,084 (8.42)**	0,048 (4.93)**	0,013 (1,34)	-0,016 (1,64)	0,007 (0,74)
Outros	0,219 (17.69)**	0,24 (19.13)**	0,292 (24.49)**	0,259 (22.28)**	0,238 (20.82)**	0,265 (23.24)**	0,213 (19.28)**	0,179 (16.28)**	0,168 (15.74)**	0,171 (16.17)**
Urbana	0,155 (20.17)**	0,132 (17.00)**	0,117 (15.76)**	0,114 (16.52)**	0,096 (13.88)**	0,11 (14.22)**	0,096 (12.79)**	0,074 (9.63)**	0,079 (10.36)**	0,089 (12.08)**
Branco	0,162 (34.04)**	0,17 (34.57)**	0,157 (33.70)**	0,151 (33.30)**	0,155 (34.39)**	0,158 (36.21)**	0,144 (34.41)**	0,154 (36.47)**	0,152 (37.27)**	0,134 (33.79)**
Constante	3,588 (148.30)**	3,612 (145.92)**	3,564 (148.82)**	3,601 (153.28)**	3,574 (156.75)**	3,517 (157.87)**	3,579 (161.08)**	3,577 (158.80)**	3,643 (165.84)**	3,743 (172.93)**
Obs.	121.041	117.839	124.712	124.041	127.374	140.215	146.104	145.970	151.902	157.513
R-quadrado	0,57	0,56	0,58	0,58	0,57	0,56	0,57	0,55	0,55	0,55

Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

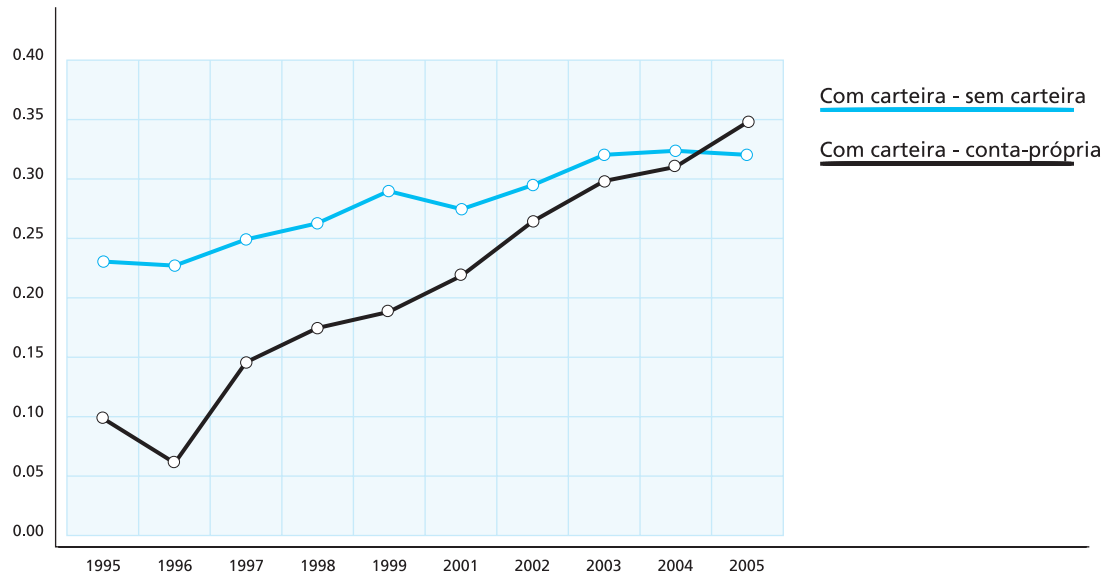
Nota: Estatística *t* robusta entre parênteses.

\* significante a 5%;

\*\* significante a 1%.

## GRÁFICO A.1

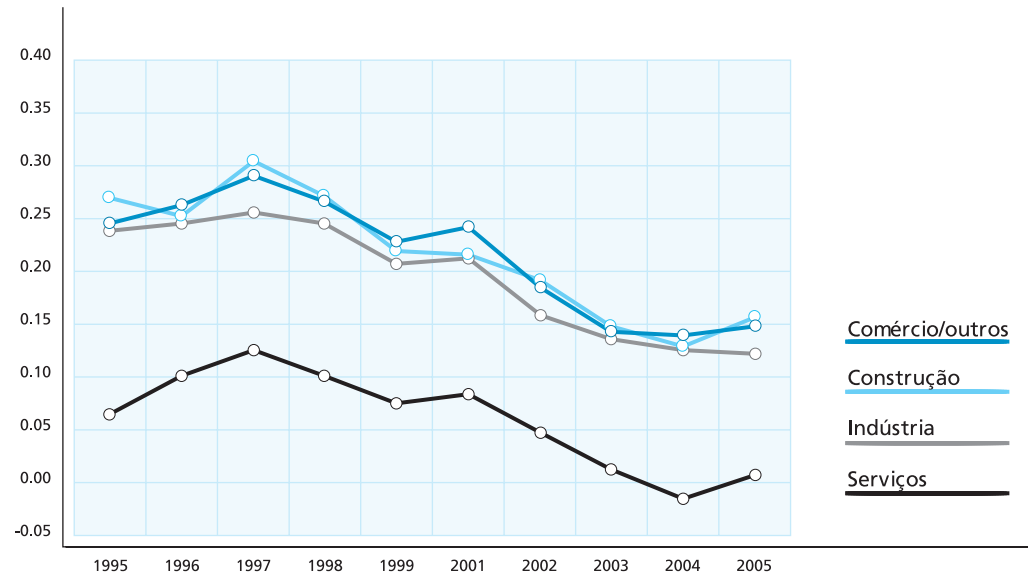
Evolução do diferencial entre trabalhadores formais e informais



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

## GRÁFICO A.2

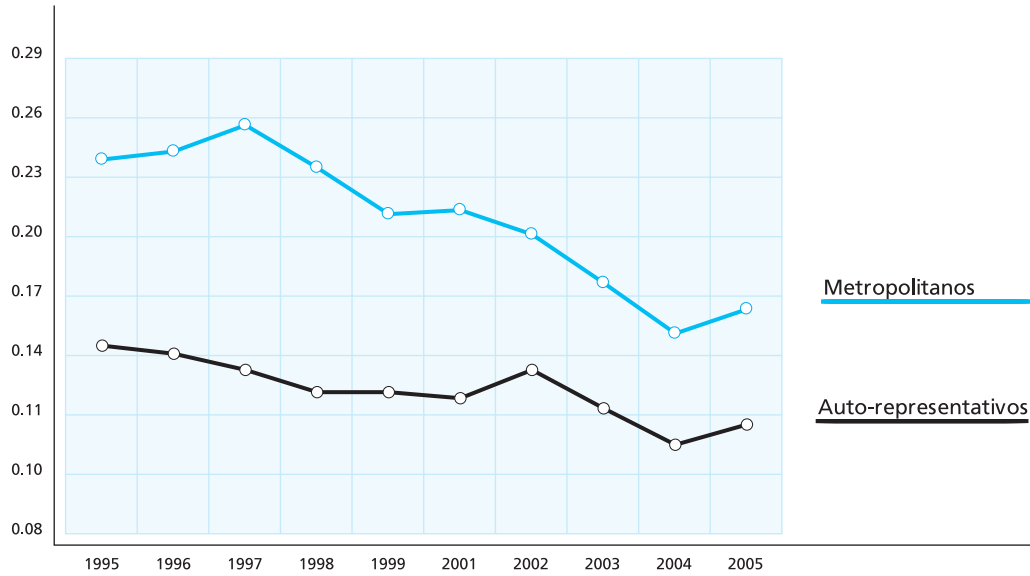
Evolução do diferencial entre setores



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

### GRÁFICO A.3

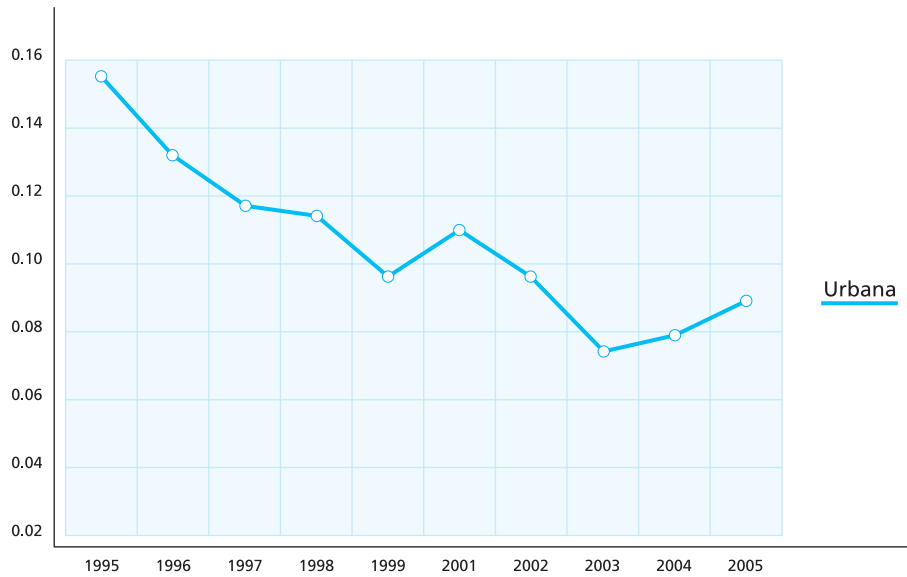
Diferencial em relação a municípios não auto-representativos



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

### GRÁFICO A.4

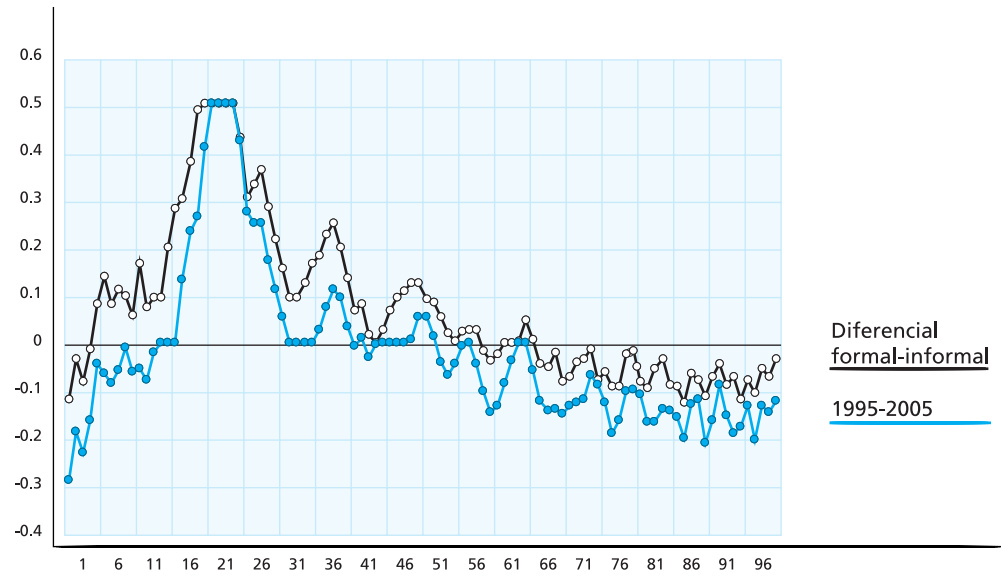
Evolução do diferencial entre áreas urbanas e rurais



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

### GRÁFICO A.5

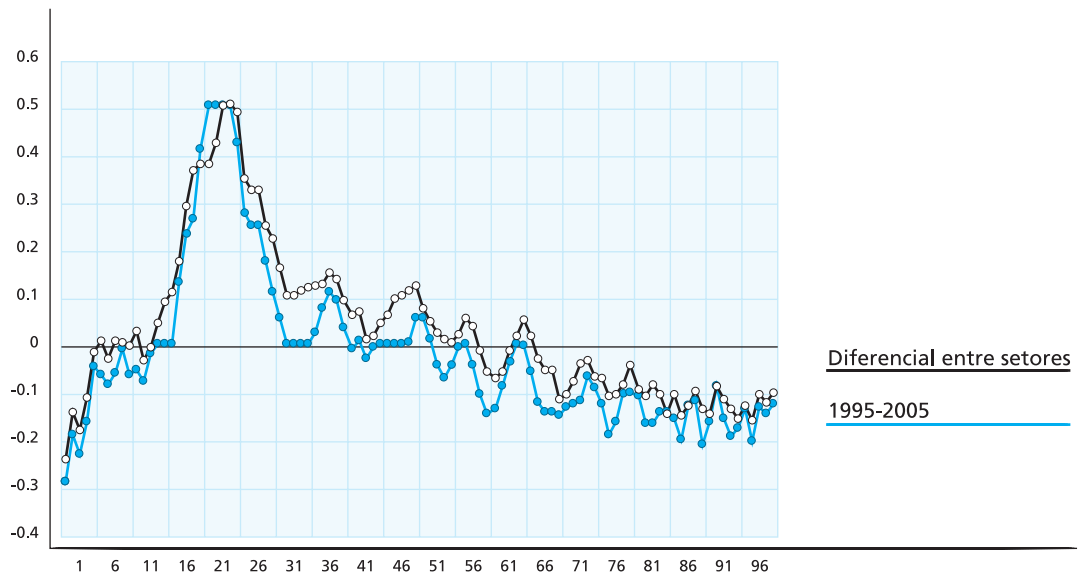
Varição da renda média por centésimo, observada e contrafactual – formal-informal



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

### GRÁFICO A.6

Varição da renda média por centésimo, observada e contrafactual – setores

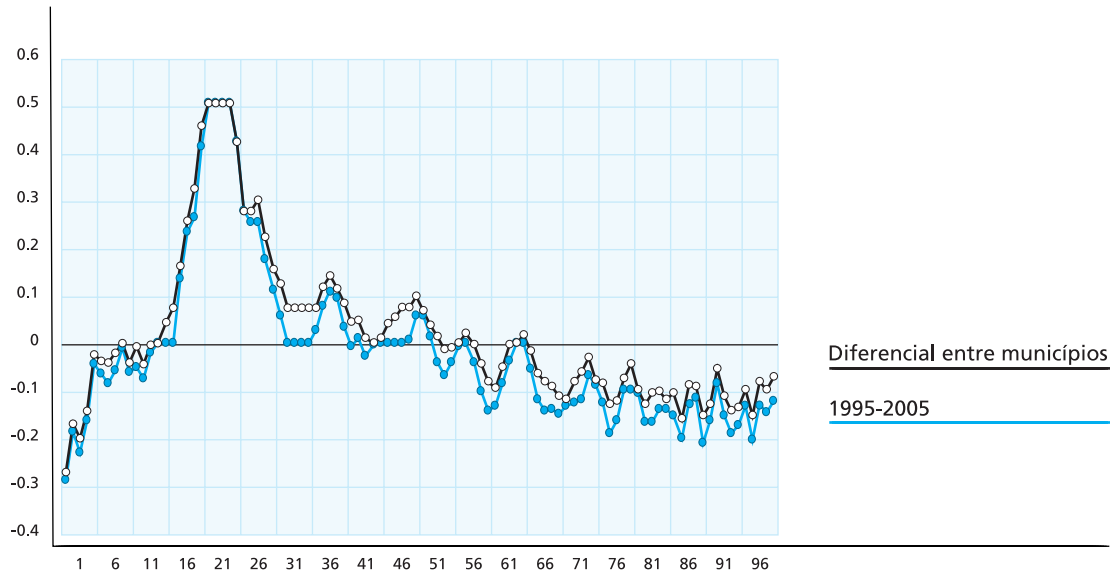


Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.



## GRÁFICO A.7

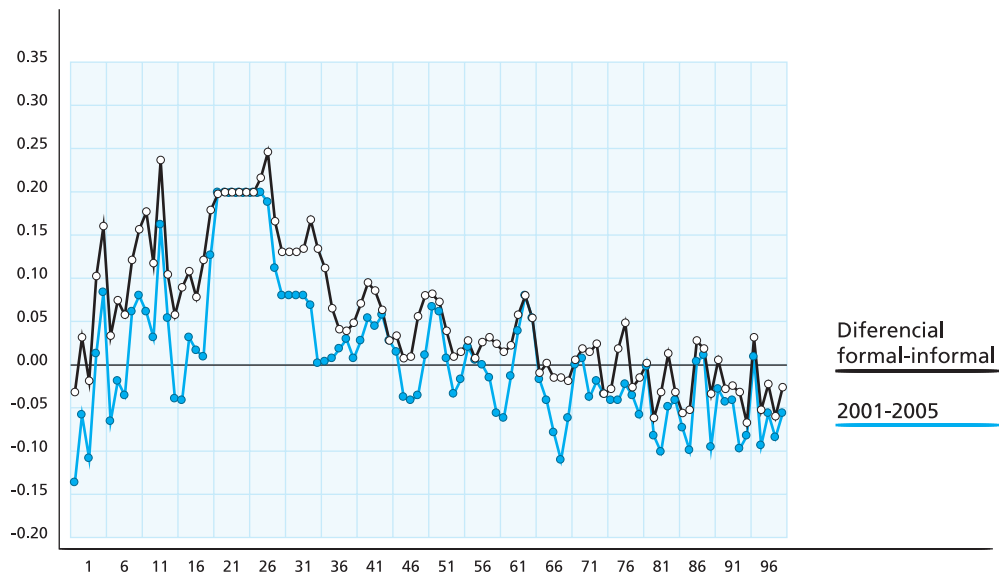
Varição da renda média por centésimo, observada e contrafactual – municípios



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

## GRÁFICO A.8

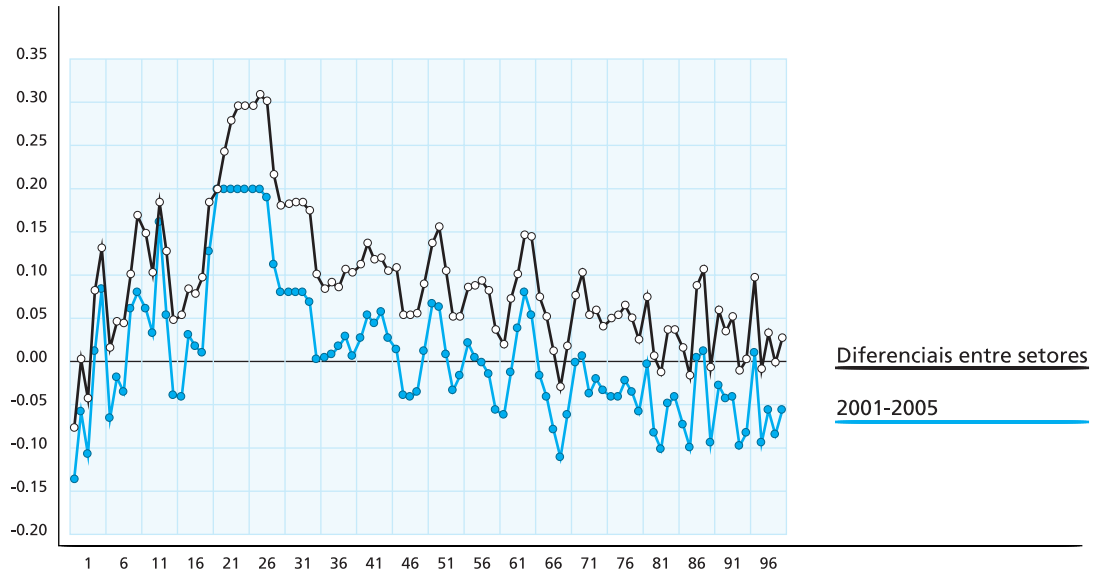
Varição da renda média por centésimo, observada e contrafactual – formal-informal



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

### GRÁFICO A.9

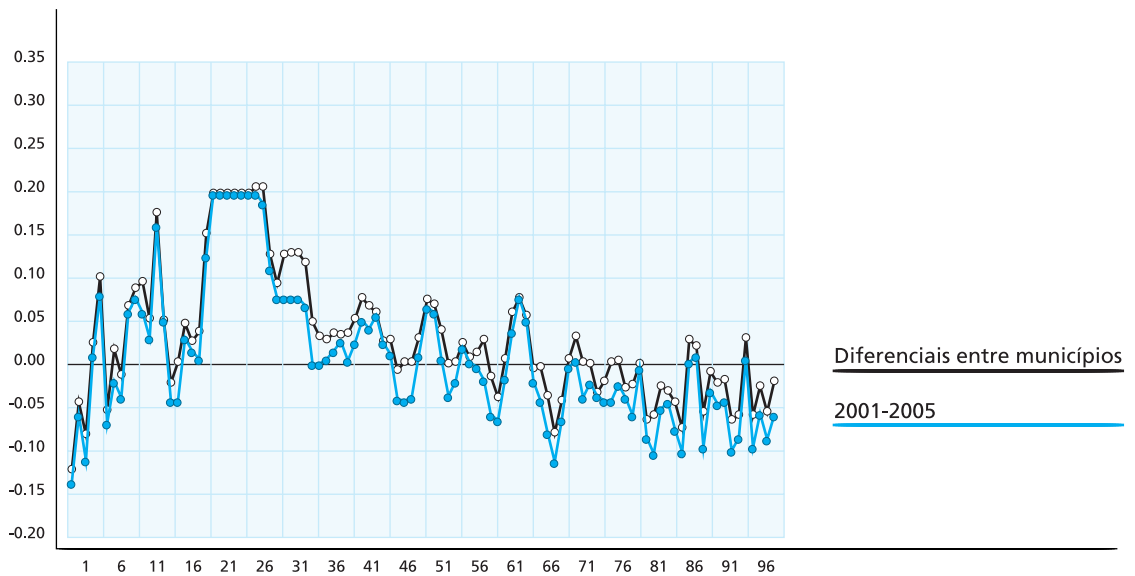
Varição da renda média por centésimo, observada e contrafactual – setores



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.

### GRÁFICO A.10

Varição da renda média por centésimo, observada e contrafactual – municípios



Fonte: Estimativas a partir de dados da Pnad.



# CAPÍTULO 31

## Evolução Recente do Diferencial de Rendimentos entre Setor Formal e Informal no Brasil (1999 a 2005): evidências a partir de regressões quantílicas

Ana Flávia Machado\*

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira\*

Mariângela Antigo\*

### 1 INTRODUÇÃO

O relatório sobre a queda recente da desigualdade no Brasil (Ipea, 2006), publicado como Nota Técnica em agosto de 2006, e disponibilizado no *site* do Ipea, mostra que os trabalhadores informais (assalariados sem carteira assinada e trabalhadores por conta-própria) recebem remunerações 30% a 40% inferiores às de trabalhadores formais com as mesmas características produtivas e que, embora a participação relativa de ocupados informais tenha se reduzido, o diferencial de remuneração entre os trabalhadores formais e os informais aumentou de 41% para 47%, entre 2001 e 2004 (Ipea, 2006). Segundo o relatório, esse crescimento foi de tal magnitude que compensou o efeito positivo da redução da informalidade, e ainda contribuiu para que a queda da desigualdade de renda entre famílias não viesse a ser 5% maior do que a ocorrida no início dos anos 2000.

Quando se está tratando de diferenciais de salários entre dois setores do mercado de trabalho, como o formal e o informal, recorre-se ao conceito de segmentação, formulado por Dickens e Lang (1985), que explica o diferencial de rendimento entre trabalhadores igualmente produtivos por intermédio dos atributos do setor no qual estão ocupados.

No Brasil, vários estudos, como os de Carneiro e Henley (2001), Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004), exploraram esse tema e

\*Ana Flávia Machado e Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira são professoras doutoras do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). Mariângela Antigo é doutoranda no Cedeplar.

mostraram que a hipótese da segmentação não é corroborada para a clivagem formal/informal, já que as diferenças entre os rendimentos nos dois setores são explicadas, em sua maior parte, pelo nível de escolaridade e pelas características não observadas. Com o mesmo objetivo, Pianto e Pianto (2002) evidenciam, por meio de aplicação de regressões quantílicas, que as características não observadas surtem efeito negativo sobre os rendimentos dos trabalhadores do setor informal inseridos no topo da distribuição. Concluem, também, que os diferenciais de rendimentos podem estar associados, em sua maior parte, às diferenças de atributos dos trabalhadores, com exceção daqueles de menor renda, para quem os retornos dos atributos também contam, corroborando a hipótese da segmentação.

Antigo, Machado e Oliveira (2006) utilizam duas tipologias para definir os setores formal e informal, conforme a posição na ocupação do trabalhador, para verificar o comportamento diferenciado do hiato de rendimento entre a definição mais abrangente (empregado sem carteira e trabalhador por conta-própria) e a mais restrita (trabalhador por conta-própria). Mostram que os diferenciais de rendimento entre o setor formal e o informal são maiores para a primeira definição, indicando que a exclusão dos empregados sem carteira assinada na segunda definição de setor informal contribui para compensar as diferenças de rendimentos entre os dois setores, uma vez que tais empregados tendem a se localizar nos estratos de renda mais baixos. Ademais, as características não observadas, englobadas pelo componente não explicado na determinação do diferencial de rendimentos, afetaram negativamente os 10% mais ricos, e positivamente os mais pobres do setor informal, nas duas definições, em especial na definição que apenas considera o trabalhador por conta-própria nos três anos selecionados (1992, 1998 e 2004).

Em que pesem as diferenças de métodos nesses artigos, o resultado é consensual quanto à relação entre o efeito das características não observadas e a escolha ocupacional do trabalhador para explicar os diferenciais de rendimentos entre o setor formal e o informal, principalmente para os localizados no topo da distribuição.

A contribuição deste capítulo é, portanto, a de decompor os diferenciais obtidos em cada quantil, no tempo. Investigar a evolução dos diferenciais de renda, isolando os efeitos das mudanças nas dotações dos atributos e dos seus retornos sobre o diferencial entre os dois setores, por quantil, no tempo, é mais uma forma de analisar o papel das características não observadas, elucidando o quão importante é a escolha ocupacional.

Ao se tratar da estratégia ocupacional, buscam-se, basicamente, duas associações. A primeira refere-se à falta de oportunidades de um emprego formal, o que levaria as pessoas a serem “empurradas” para o informal e não constituiria uma escolha ou uma estratégia propriamente dita. Na segunda, cogitando-se que os trabalhadores, no caso, os por conta-própria, valorizam o fato de não terem chefe, de estarem sujeitos a uma maior flexibilidade de jornada e até mesmo de conseguirem maior rendimento, pode-se associar a ida para o informal a uma escolha.

Este capítulo está dividido em cinco seções discursivas, considerada esta introdução. Na próxima seção, apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre diferencial de rendimentos entre setor formal e setor informal. Na terceira e quarta seções, são descritos a metodologia e os resultados obtidos e, na quinta, são tecidas algumas considerações gerais sobre o trabalho.

## **2 DA DEFINIÇÃO DE SETOR INFORMAL E DE ESTRATÉGIA OCUPACIONAL**

Na literatura nacional sobre mercado de trabalho, são utilizadas várias definições para o setor informal. Na verdade, há uma confusão entre relação de trabalho, atividade e setor. A mais utilizada associa informalidade e relação de trabalho. Nesse caso, trata-se como trabalhador formal os assalariados com carteira assinada, e, como informal, os assalariados sem carteira assinada. São os conceitos adotados nos trabalhos citados – Carneiro e Henley (2001); Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004); Pianto e Pianto (2002).

Há, no entanto, uma definição que considera a organização da produção de acordo com o proposto pelos trabalhos da Organização Internacional do Trabalho (OIT) e da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal) nos anos 1980. O setor informal compreenderia a pequena unidade de produção na qual não ocorre a dissociação entre o proprietário e os meios de produção do processo de trabalho. Em termos de tipologia, o informal engloba as pequenas empresas familiares, o trabalhador autônomo (excluído o profissional liberal) e o serviço doméstico remunerado em moeda ou espécie. O trabalho assalariado pode ocorrer marginalmente. Essa concepção está presente em vários estudos, como os de Cacciamalli (2000) e Abramovay et al. (2003), e permeia a construção da pesquisa Economia

Informal Urbana (Ecinf) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), nos anos de 1997 e de 2003, em domicílios e estabelecimentos.<sup>1</sup>

A despeito das diversidades conceituais sobre o setor informal, os estudos sobre diferenciais de rendimentos entre os dois setores utilizaram, em sua maioria, a clivagem assalariado com carteira e sem carteira assinada, porque os microdados provinham de pesquisas domiciliares – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), e Pesquisa Mensal de Emprego (PME) – que não captam, com acuidade, a natureza do estabelecimento no qual o indivíduo trabalha. Nesse sentido, a Ecinf representou um avanço para a aplicação empírica do conceito de setor informal. Mas, por se restringir a trabalhadores desse setor, não cria condições para comparações entre a inserção formal e a informal. Por isso, optamos, neste trabalho, por construir uma tipologia que abranja o conceito de pequena unidade de produção, considerando as limitações dos microdados da Pnad para esse fim, bem como a definição de setor informal abrangida pela nota técnica do Ipea (2006).

O setor informal é aqui definido pela posição na ocupação “trabalhador por conta-própria”, excluídas as ocupações de profissionais liberais. Os empregados assalariados sem carteira assinada também são considerados. De acordo com essa categorização, o setor formal seria constituído por trabalhadores empregados assalariados com carteira, funcionários públicos e militares, empregadores e profissionais liberais.

Pergunta-se, então, em que medida tal definição permite identificar os determinantes do diferencial de salários. Se a heterogeneidade não observada – importante nessa determinação – está associada à estratégia ocupacional, então uma definição apropriada de informal pode gerar resultados adequados a essa hipótese. Na verdade, essas estratégias podem ser definidas por uma função de utilidade esperada, em que a posição no mercado de trabalho em determinada situação é dada por uma série de variáveis (Maloney, 1998; Taylor, 1999).

A decisão de se auto-empregar seria, portanto, fruto de uma estratégia. Os trabalhadores menos escolarizados podem vir a obter rendimentos mais elevados como autônomos do que como assalariados com carteira assinada, exatamente em virtude dessa baixa escolaridade. Nesse caso, o setor informal estaria assumindo sua vocação de gerador de postos de trabalho para os excluídos do processo de desenvolvimento econômico (Machado e Andrade, 1994). Pode, porém, constituir uma opção, porque o histórico familiar na atividade, a experiência

<sup>1</sup> A pesquisa Economia Informal Urbana (Ecinf), do IBGE, considera que o setor informal é composto por trabalhadores por conta-própria e empregadores com até cinco empregados, independentemente do registro legal da empresa.

profissional progressiva como assalariado, a flexibilidade da jornada de trabalho, a independência em relação à hierarquia dentro de empresas e a liberdade quanto à escolha de um local de trabalho contribuem também para definir essa inserção. Esses trabalhadores, portanto, estariam no setor em decorrência não apenas de algum tipo de incompatibilidade entre sua qualificação e ocupação, mas por outras razões (Machado, Penido e Oliveira, 2005).

Este capítulo pretende, portanto, responder a duas questões básicas. Primeira: o aumento do diferencial de rendimentos entre setor formal e setor informal, constatado para o período de 2001 a 2004, na nota técnica do Ipea (2006), é reiterado em uma análise dos quantis da distribuição no período de 1999 a 2005? Segunda: o comportamento desse diferencial é decorrente do diferencial entre as características produtivas ou provém de habilidades não observadas?

### **3 DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS E DECOMPOSIÇÃO: O MODELO ECONOMÉTRICO, FONTE DE DADOS E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS**

#### **3.1 Equação de seleção, regressão quantílica e decomposição do diferencial**

Para analisar os diferenciais entre os segmentos informal e formal, são utilizadas regressões quantílicas que avaliam como se comportam os determinantes do rendimento, tanto em termos de quantis quanto ao longo do tempo. O objetivo é considerar, ao mesmo tempo, a endogeneidade da escolha do setor e o diferencial heterogêneo de rendimentos em diferentes pontos da distribuição.

Em primeiro lugar, é fundamental que seja considerada a importância de uma possível seleção nesses modelos, tratando-se a escolha entre os setores formal e informal como endógena. Estimativas dos diferenciais de rendimentos entre os setores são baseadas em pressupostos sobre os processos de seleção subjacentes à escolha entre a ocupação em cada um dos setores. A heterogeneidade individual não mensurada leva a um viés nas estimativas dos diferenciais, ou seja, as características produtivas daqueles que escolhem o setor formal diferem, de forma não mensurada dos indivíduos idênticos (em termos das características observadas) ocupados no setor informal. A identificação dos modelos de seleção exige variáveis que influenciam na decisão de seleção, as quais sejam, porém, independentes do salário.



A perspectiva adotada aqui é a de se considerar o probit como um modelo de escolha binária, entre o setor formal e o informal, que faz parte da classe geral de modelos de função indexadora, segundo os quais as co-variáveis afetam a variável dependente por meio de um índice, no caso  $X'\beta$ .<sup>2</sup>

Assim,

$$\Pr(Y=1|X) = G(X'\beta)$$

Em que  $G(\cdot)$  é uma função de densidade acumulada normal padrão, em que a variância é normalizada para 1. Contudo, no contexto dos modelos probit, a heterocedasticidade gera problemas com a variância condicional, levando à inconsistência dos parâmetros estimados. Nesse sentido, a hipótese adotada é a de que a heterocedasticidade resulta da variância como uma função de uma variável observada, presente nos dados. Nesse caso, é possível estimar uma versão do modelo que parametriza a variância como função de variáveis observáveis, por meio da estimação de um probit heterocedástico. A probabilidade estimada nesse primeiro passo é introduzida na regressão quantílica calculada a seguir, para que sejam, então, obtidas estimativas não viesadas.

A regressão quantílica, que se refere, portanto, à distribuição dos rendimentos, condicional ao vetor de co-variáveis, é útil quando, em vez da média, se quer trabalhar com a mediana, e pressupor que as medianas dos salários condicionais às co-variáveis sejam lineares nessas, ou ajustar uma função linear às medianas (regressão mediana ou regressão quantílica em 0,5). Em princípio, é possível fazer o mesmo para qualquer outro quantil da distribuição. Verificando-se diferentes regressões quantílicas, é possível explorar distintas partes da distribuição condicional.

Na relação entre rendimentos e escolaridade, por exemplo, a um dado nível de escolaridade corresponde uma distribuição (condicional) de rendimentos, presumivelmente refletindo habilidade e outras qualificações para o mercado de trabalho não observadas. Em geral, não há razão para exigir-se que a taxa de retorno a um ano adicional de escolaridade seja a mesma em todos os pontos da distribuição de qualificação condicional na escolaridade, e a regressão quantílica capta essas diferenças. Usada dessa maneira, a regressão quantílica é uma técnica semiparamétrica, que descreve a forma da distribuição empírica sem impor restrições anteriores, mas impondo uma forma funcional linear para os parâmetros do modelo. Se a distribuição condicional muda a forma com uma ou mais variáveis explicativas, as regressões quantílicas nos vários quantis têm diferentes inclinações (Deaton, 1995). A estima-

<sup>2</sup> Buchinsky (2001) propõe um procedimento de seleção amostral para a regressão quantílica. O pressuposto-chave é uma restrição de índice simples sobre o termo de erro. Sua distribuição depende dos regressores  $X$  e de instrumentos  $Z$  por meio de uma função indexadora, a qual é estimada em um primeiro passo.

tiva das regressões quantílicas baseia-se em extensões do resultado segundo o qual a mediana é o ponto mais próximo aos dados, no sentido de minimizar a soma dos desvios absolutos. Os parâmetros da regressão linear mediana são dados como o valor do vetor  $\beta$  que minimiza<sup>3</sup>

$$\sum_{i=1}^n |y_i - x_i' \beta| = \sum_{i=1}^n (0.5 - 1(y_i \geq x_i' \beta))(y_i - x_i' \beta) \quad (1)$$

A abordagem padrão para explorar o diferencial de rendimentos entre os segmentos, decompondo-o em componentes “explicados” e “não explicados”, pressupõe que o rendimento para o indivíduo no segmento formal (grupo 1) pode ser escrito como:

$$\log(W_{1i}) = \beta_1 X_{1i} + v_{1i} \quad (2)$$

enquanto o rendimento para o indivíduo no setor informal pode ser escrito como:

$$\log(W_{2i}) = \beta_2 X_{2i} + v_{2i} \quad (3)$$

em que  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são definidos tal que  $E(v_{1i}|X_{1i})=0$ , e  $E(v_{2j}|X_{2j})=0$ . A diferença entre os rendimentos médios, em cada quantil, pode ser escrita como:

$$W_1 - W_2 = (X_1 - X_2)\beta_1 + (\beta_1 - \beta_2)X_2 \quad (4)$$

em que  $W_1$  e  $X_1$  representam os rendimentos médios e as características de controle para todos os indivíduos no grupo 1. O primeiro termo dessa decomposição representa o componente explicado, resultante das diferenças médias nas características produtivas dos indivíduos nos segmentos formal e informal. Ele indica o diferencial previsto usando-se o grupo 1 – setor formal – como referência. O segundo termo é o componente não explicado e representa diferenças nos coeficientes estimados, ou seja, diferenças nos retornos a características similares entre os indivíduos em cada segmento. A parte do diferencial salarial total devida a esse componente capta os efeitos das diferenças não observadas entre os grupos.<sup>4</sup>

Para decompor as mudanças dos diferenciais entre os grupos ao longo do tempo, é utilizada uma extensão da abordagem antes referida, incorporando-se os períodos (Altonji e Blank, 1999). Assim, a equação (4) é diferenciada entre períodos. Sendo  $\Delta$  a diferença média entre setor formal e setor informal em um período, a mudança nos diferenciais salariais entre os períodos  $t'$  e  $t$  é

$$\Delta W_{t'} - \Delta W_t = (\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_{1t} + \Delta X_{t'}(\beta_{1t'} - \beta_{1t}) + (\Delta\beta_{t'} - \Delta\beta_t)X_{2t} + (X_{2t'} - X_{2t})\Delta\beta_t \quad (5)$$

<sup>3</sup> O estimador dos outros quantis pode ser calculado por meio da minimização de uma generalização desta expressão:

$$\tilde{\beta} = \arg \min \sum_{i=1}^n (p - 1(y_i \geq x_i' \beta))(y_i - x_i' \beta).$$

Apesar de essas expressões não permitirem soluções explícitas, os parâmetros podem ser obtidos pelos métodos de programação linear.

<sup>4</sup> Essa decomposição, feita ao longo da distribuição de rendimentos, sugere como o diferencial de rendimentos é afetado pela distribuição de rendimentos geral (o que ocorre quando os retornos à qualificação são diferentes). Aumentos na dispersão dos rendimentos elevariam o diferencial entre os segmentos, mesmo que essas mudanças não tenham efeito sobre a localização das distribuições dos dois grupos.

em que o primeiro termo,  $(\Delta X_{1t} - \Delta X_t)\beta_{1t}$ , representa o efeito de mudanças relativas ao longo do tempo nas características observadas dos trabalhadores nos dois setores; e o segundo termo,  $\Delta X_t(\beta_{1t} - \beta_{1t})$ , representa o efeito de mudanças ao longo do tempo nos coeficientes para o setor formal (grupo 1), mantendo fixas as diferenças nas características observadas. Esses dois componentes representam a mudança, ao longo do tempo, no diferencial de rendimentos que seria esperado, dadas as mudanças nas características dos dois grupos e os coeficientes dessas características para o setor formal nos períodos  $t$  e  $t'$ . O terceiro e o quarto termos captam a mudança no componente não explicado do hiato  $(\beta_{1t} - \beta_{2t})X_{2t}$ . O terceiro termo,  $(\Delta\beta_{1t} - \Delta\beta_t)X_{2t}$ , é o efeito de mudanças ao longo do tempo nos coeficientes relativos entre os grupos. Já o quarto termo,  $(X_{2t'} - X_{2t})\Delta\beta$ , esse capta o fato de mudanças, ao longo do tempo, nas características do setor informal (grupo 2), alterarem as diferenças nos coeficientes dos grupos  $(\beta_{1t} - \beta_{2t})$ .

### 3.2 Fonte de dados e variáveis selecionadas

A fonte de dados empregada neste trabalho é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE). São utilizados os dados referentes à População Economicamente Ativa (PEA), ocupada na semana de referência da pesquisa, cuja idade varie de 18 a 65 anos, com rendimento e horas trabalhadas positivos no trabalho principal, e residente nos setores urbanos do País, nos anos de 1999, 2002 e 2005.

Na equação de seleção, estimada por um probit heterocedástico, consideramos a probabilidade de estarem ocupados no setor informal (1, se ocupado em emprego assalariado sem carteira ou trabalhador por conta-própria, desconsiderando-se profissionais liberais; 0, se empregado com carteira assinada, servidores públicos civis e militares, profissionais liberais e empregadores), explicada pelo sexo, pela idade, pela raça,<sup>5</sup> por rendimento familiar *per capita* (*renpercapita*), por residência em área urbana metropolitana (*rm*) ou não, e nas cinco regiões descritas por cinco *dummies* regionais: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Além disso, incluem-se, no campo das variáveis heterocedásticas, os anos de estudo (*anesc*) e o rendimento total do indivíduo, desconsiderado o proveniente do trabalho. Espera-se que, quanto maiores a renda *per capita* e o rendimento sem o trabalho (*renstrab*), menor seja a probabilidade de inserção no setor informal, porque o indivíduo contaria com rendas alternativas que o estimulariam a aguardar uma entrada no setor formal. O sinal esperado para a escolaridade é o mesmo, haja vista o retorno esperado em investimento em capital

<sup>5</sup> Os indivíduos que declaram ser de cor branca e amarela são classificados como brancos, e aqueles que declaram ser de cor preta e parda são classificados como negros.

humano, considerando-se que um posto de trabalho no setor formal é mais valorizado do que um posto de trabalho no setor informal.

Os diferenciais de rendimentos (logaritmo do rendimento/hora no trabalho principal) são estimados em regressões quantílicas discriminadas nos 10º, 25º, 50º, 75º e 90º percentis. Dessa forma, são construídas duas amostras para cada ano, considerando-se um banco de ocupados no informal e outro no formal. As variáveis de controle nesse caso são – além do predito da probabilidade de estar no informal – sexo, idade, idade ao quadrado, raça, anos de estudo, residência em metrópole, em grandes regiões, jornada de trabalho (integral igual a 1, se a jornada semanal for maior que 30 horas) e contribuição para a Previdência (contprev1 igual a 1, se for contribuinte). A variável idade é usada aqui como *proxy* de experiência, e seu termo ao quadrado busca captar a forma em U invertido no perfil de rendimento/experiência.

A tabela 1 traz as médias e as proporções de ocupados segundo as variáveis anteriormente listadas, nos anos de 1999, 2002 e 2005. Como pode ser constatado, há um decréscimo de quatro pontos percentuais na participação de ocupados do sexo masculino, passando de quase 60%, em 1999, para 56%, em 2005. A idade média de ocupados no período é, aproximadamente, de 36 anos. A parcela de ocupados brancos reduz-se de 55,33% para 50,66% entre 1999 e 2005. A escolaridade média dos ocupados (anesc) cresce um ano no período. Não há alterações significativas em relação à área de residência, pois 45% deles moram em regiões metropolitanas, um quarto na Região Nordeste, 12% na Norte, um terço na Sudeste, 17% na Sul, e 12% na Centro-Oeste.

Conforme já evidenciado em Ipea (2006), a informalidade diminui. No caso de nossa definição, passa de 46,5%, em 1999, para 43,5%, em 2005. Por seu turno, a participação de ocupados contribuintes para a Previdência cresce de 57% para 59%. Cai em 2 pontos percentuais a parcela de ocupados com jornada integral, ou seja, cujo total de horas semanais seja superior a 30. Em termos reais,<sup>6</sup> todas as variáveis de renda média sofrem redução, com exceção da renda *per capita*, que atinge o valor de R\$ 437,67 em 1999, alcançando R\$ 441,45 em 2005. O rendimento/hora do setor informal representava cerca de 52% do rendimento no formal em 1999. Nos outros dois anos, essa relação já é de 54%.

<sup>6</sup> Valores monetários corrigidos conforme deflator IpeaData para rendimentos Pnad.

**TABELA 1**  
Média das variáveis nos anos selecionados

Variáveis	1999	2002	2005
Homens	0,5969	0,5671	0,5611
Idade	35,83	35,87	36,12
Branços	0,5533	0,5362	0,5066
Anesc	7,49	8,06	8,57
Região metropolitana	0,4721	0,4580	0,4545
Nordeste	0,2569	0,2581	0,2637
Norte	0,0780	0,1133	0,1177
Sudeste	0,3681	0,3404	0,3314
Sul	0,1813	0,1727	0,1707
Centro-Oeste	0,1157	0,1155	0,1166
Informal	0,4650	0,4562	0,4346
Contprev1	0,5669	0,5724	0,5941
Integral	0,8241	0,8123	0,8099
Rendstrab	49,18	47,71	44,50
Renpercapita	437,67	440,25	441,45
Rendhora formal	5,00	4,66	4,58
Rendhora informal	2,61	2,54	2,49
Número de obs.	101,574	115,148	127,213

Fonte: Pnad/IBGE.

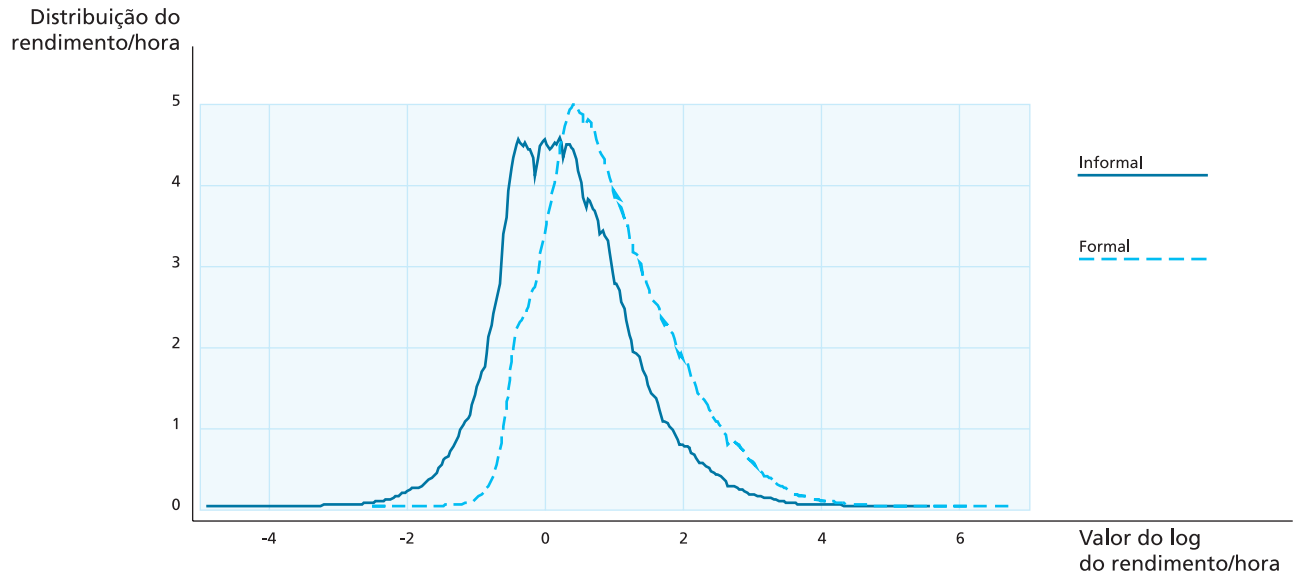
## 4 RESULTADOS

### 4.1 Distribuição do rendimento

A distribuição do log do rendimento-hora, por meio de densidade de Kernel, é registrada nos três gráficos a seguir (gráfico 1, gráfico 2 e gráfico 3). Em linha contínua, temos o rendimento dos trabalhadores no informal, e, em linha interrompida, no formal. Nos três anos, observa-se que a distribuição do setor formal está mais à direita do que a do informal – algo já esperado, indicando um diferencial favorável aos trabalhadores do setor formal. No entanto, o hiato diminui em 2005, haja vista a menor distância entre as curvas (gráfico 3). Em todos os quantis da distribuição, a relação entre o valor máximo do rendimento hora formal/informal reduz-se entre 1999 e 2005, com exceção de no décimo mais pobre, no qual há acréscimo de 9,4%. As reduções mais expressivas no diferencial ocorrem no terceiro e no sexto décimos, com queda de 12% e de 13%, respectivamente.

## GRÁFICO 1

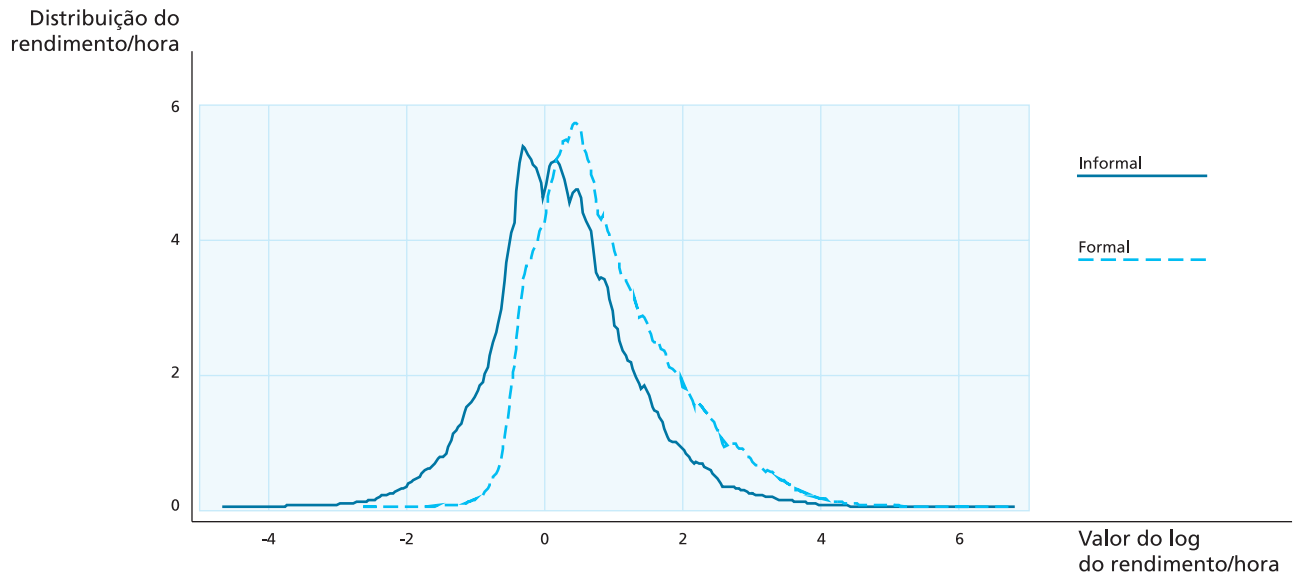
Densidade do log do rendimento/hora formal e informal em 1999



Fonte: Pnad 1999.

## GRÁFICO 2

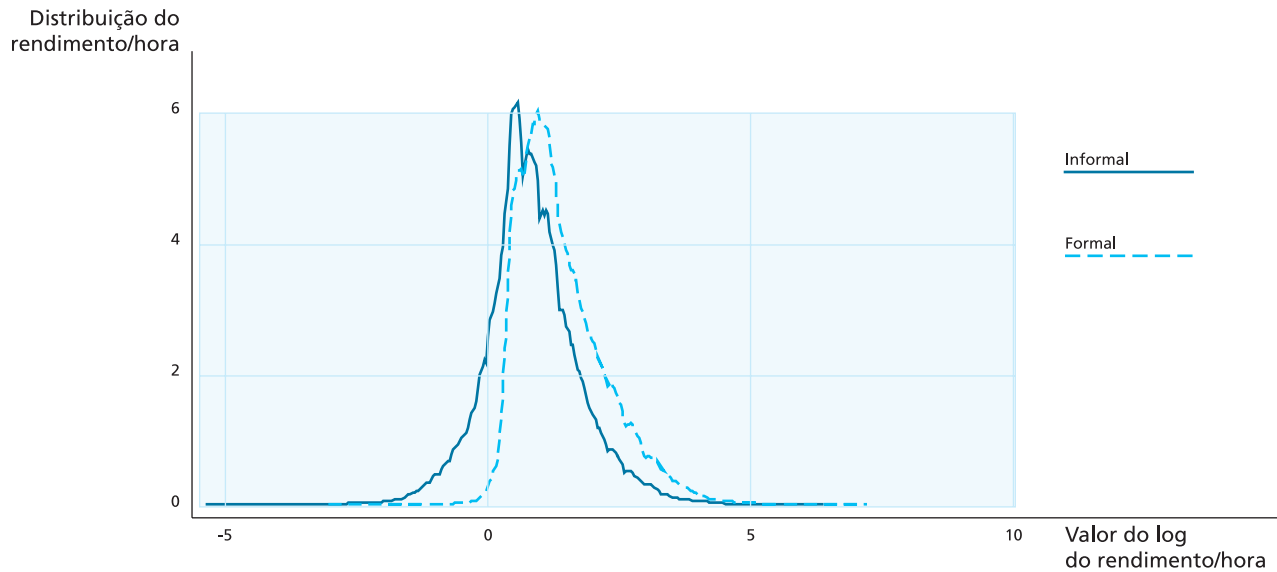
Densidade do log do rendimento/hora formal e informal em 2002



Fonte: Pnad 2002.

### GRÁFICO 3

Densidade do log do rendimento/hora formal e informal em 2005



#### 4.2 Equação de seleção

Os coeficientes da estimativa do probit heterocedástico são indicados na tabela 2. Os sinais são os esperados, ou seja, os homens apresentam menores chances de inserção no setor informal do que as mulheres. O avanço da idade está associado, positivamente, à inserção no setor informal em 1999, e negativamente nos outros anos, apesar de essa variável não ser significativa em 2005. O efeito da variável renda *per capita* familiar é nulo em 2002 e 2005. A residência nas metrópoles, assim como em todas as outras grandes regiões (à exceção de na Norte), em comparação com a residência na Região Nordeste, implica maior chance de ocupação no setor formal. As duas variáveis selecionadas para a correção da heterocedasticidade – anos de estudo e renda de outras fontes (excetuando-se as de trabalho) – são ambas significativas. Anos de estudo é a de maior impacto sobre a estratégia ocupacional. Assim como idade, em 1999, o sinal é contrário ao esperado, já que o aumento da escolaridade do ocupado amplia suas chances de se inserir no setor informal. Entretanto, nos anos seguintes a relação torna-se inversa. A renda de outras fontes evidencia, por sua vez, uma relação positiva, embora em valor muito baixo.

TABELA 2

Coefficientes do probit heterocedástico de inserção no setor informal nos anos selecionados

Nº obs.	101574	115148	127213
Variáveis	1999	2002	2005
Homens	-0,1036	-0,001*	-0,005
Branco	-0,1522	-0,0015*	-0,0015*
Idade	0,0117	-0,000	-0,0006*
Renda familiar <i>per capita</i>	-0,0012	-0,0000	-0,0000
Região Metropolitana	-0,1965	0,0007*	-0,0019
Norte	0,0032*	0,0041	0,0013*
Sudeste	-0,4924	-0,0081	-0,0154
Sul	-0,5430	-0,0114	-0,0195
Centro-Oeste	-0,2564	-0,0050	-0,0120
_cons	0,4376	-0,0045	-0,0088
Anos escolaridade	0,0628	-0,2669	-0,2350
Rends. não trabalho	0,0004	0,0004	0,0004

Fonte: Pnad.

Nota: \* indica não significativo a 1%.

### 4.3 Regressões quantílicas: o papel de algumas co-variadas na determinação do diferencial do rendimento

Os efeitos dos atributos produtivos e dos fatores do mercado de trabalho sobre os rendimentos dos indivíduos ocupados no setor formal e no informal são analisados em termos da seguinte regressão condicional, aplicada aos quantis 10°, 25°, 50°, 75° e 90°:

$$y = \beta_1 + \beta_2 \text{sexo} + \beta_3 \text{raça} + \beta_4 \text{idade} + \beta_5 \text{idade}^2 + \beta_6 \text{educação} + \beta_7 \text{rm} + \beta_8 \text{contprev} + \beta_9 \text{integral} + \beta_{10} \sum \text{região} \pm \beta_{10} p \text{ informal}$$

em que  $y$ : logaritmo do rendimento/hora; *sexo*: *dummy* para o sexo do indivíduo; *idade*: idade calculada do indivíduo; *educação*: anos de estudo; *rm*: *dummy* para região metropolitana; *contprev1*: contribuição para a Previdência no trabalho principal; *integral*: jornada de trabalho; *região*: conjunto de *dummies* para as regiões do País. A variável *idade* é usada aqui como *proxy* de experiência, e seu termo ao quadrado busca captar a forma em U invertido no perfil de rendimento/experiência.

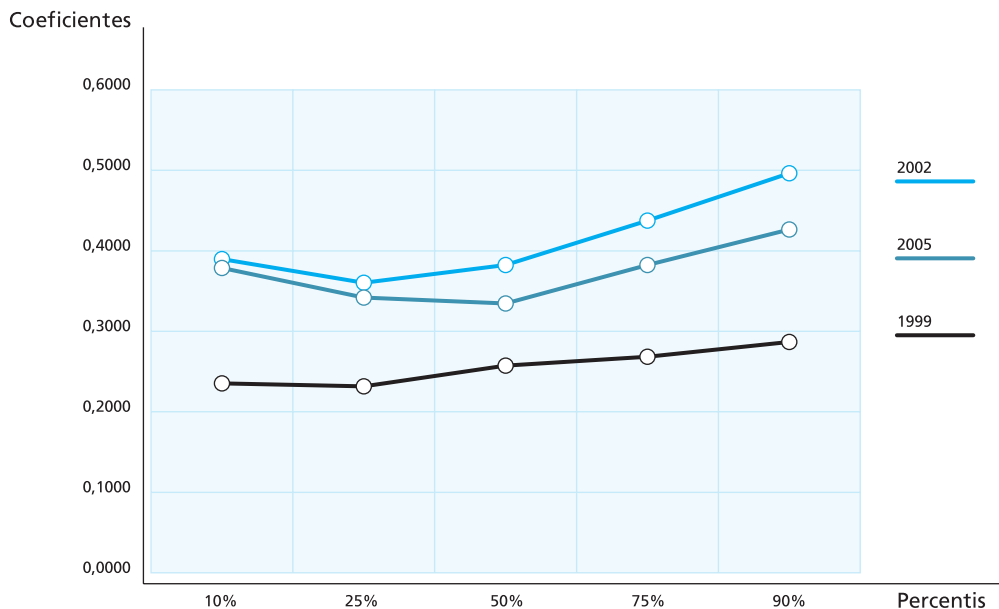
Na regressão, foi também incluída a probabilidade de se estar inserido no informal (*pinformal*). Em todos os anos, e para todos os quantis da distribuição, a probabilidade foi significativa e apresentou sinal negativo, sugerindo que a inserção em alguma atividade informal faz decrescer o rendimento do ocupado.



Os resultados com coeficientes e significância estatística são apresentados nas tabelas do apêndice. Nesta seção, evidencia-se o efeito de variações em alguns atributos sobre a distribuição do rendimento segundo os quantis selecionados nos anos de 1999, 2002 e 2005.

No gráfico 4, observa-se que a parte do rendimento explicada pela variável sexo diminui entre o 10º e o 25º quantil, no caso dos informais, nos anos de 2002 e de 2005, aumentando a partir de então e alcançando os maiores valores no décimo mais rico. Em 1999, nota-se essa tendência, porém, em menor magnitude. Ao se considerar o setor formal, no gráfico 5, verifica-se que há uma relação monotônica crescente entre o coeficiente da co-variada sexo e os quantis, resultado esse mais robusto para os anos de 2002 e 2005. Nos três anos, nota-se que sexo contribui menos para explicar a variação do rendimento em 1999, mostra um crescimento em 2002, voltando a registrar valores menores em 2005, sem, no entanto, alcançar os valores de 1999. Ressalta-se, entretanto, que, até a mediana da distribuição, em 2005 (gráfico 5), o coeficiente da variável sexo era inferior ao do ano de 1999 para os ocupados formais. Provavelmente, o ganho do salário mínimo no período afetou positivamente os mais pobres e, em maior medida, as mulheres.

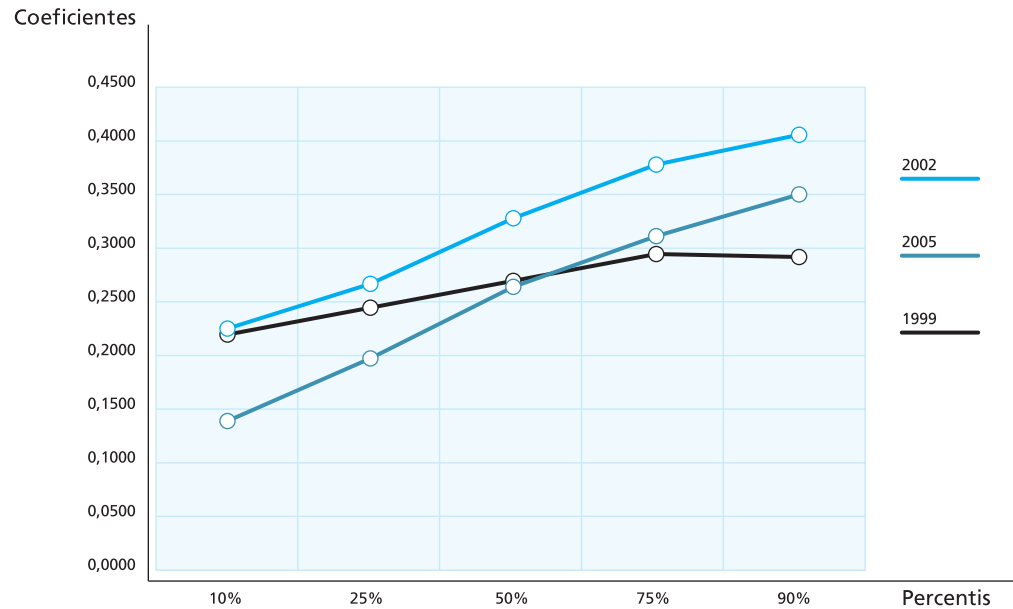
**GRÁFICO 4**  
Coeficientes da variável sexo no setor informal, segundo quantis, no período analisado



Fonte: Phad.

## GRÁFICO 5

Coeficientes da variável sexo no setor formal, segundo quantis, no período analisado



Fonte: Pnad.

Os gráficos 6 e 7 mostram que a idade produz menor efeito do que o sexo do ocupado sobre a variação do rendimento, tanto no setor informal (gráfico 6) quanto no formal (gráfico 7). Além disso, perde importância na primeira década dos anos 2000 em comparação a 1999. No caso dos trabalhadores do setor informal, há um aumento desse efeito a partir do 50º percentil, ao passo que, no formal, o acréscimo de mais um ano de vida constitui um rendimento mais alto, à medida que se avança na distribuição de renda. Assim, no formal, para o décimo mais rico, o coeficiente de idade encontra-se na casa de 0,07 em 2002 e em 2005, e, entre os 10% mais pobres, fica em torno de 0,04.

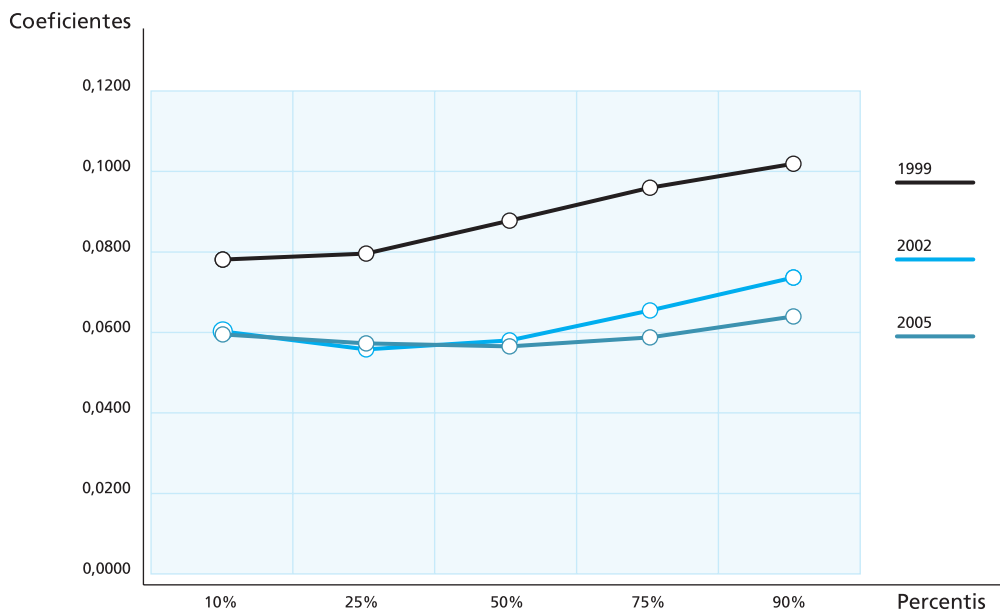
A educação medida por anos de estudo é uma característica que contribui para explicar o rendimento, e seu comportamento é muito distinto entre os dois setores (gráficos 8 e 9). No setor informal, os coeficientes de 2002 e de 2005 são superiores em todos os quantis, com exceção da mediana, em comparação aos de 1999 (gráfico 8). Essa relação é mais nítida para os ocupados da base e do topo da distribuição. No período analisado, portanto, pode-se afirmar que *anos de estudo* torna-se mais relevante para explicar a variação dos rendimentos dos informais. Esse resultado é interessante porque mostra o papel que

a escolaridade vem assumindo entre os informais, especialmente entre os mais pobres. Por sua vez, a configuração dos coeficientes de escolaridade na distribuição quantílica no setor formal (gráfico 9) evidencia que o peso da educação aumenta à proporção que o rendimento se eleva; porém, nos anos de 2002 e de 2005 os retornos são menores do que em 1999. No ano de 2005, para o décimo mais pobre o coeficiente chega a ser negativo.

Outros trabalhos já identificavam a redução do efeito da educação sobre a variação dos rendimentos dos trabalhadores formais nos últimos anos; no entanto, é surpreendente o aumento dele, no setor informal, entre 1999 e 2002, principalmente para os situados na base da distribuição. Antigo, Machado e Oliveira (2006) mostram que, entre os de menor rendimento no setor informal, predominam os assalariados sem carteira assinada. Desse modo, uma possível explicação para os resultados ilustrados no gráfico 8 é o fato de os “sem carteira” – por serem proporcionalmente mais escolarizados, já que são mais jovens que os trabalhadores por conta própria – contribuírem para ampliar o papel da educação na variação do rendimento no setor informal.

## GRÁFICO 6

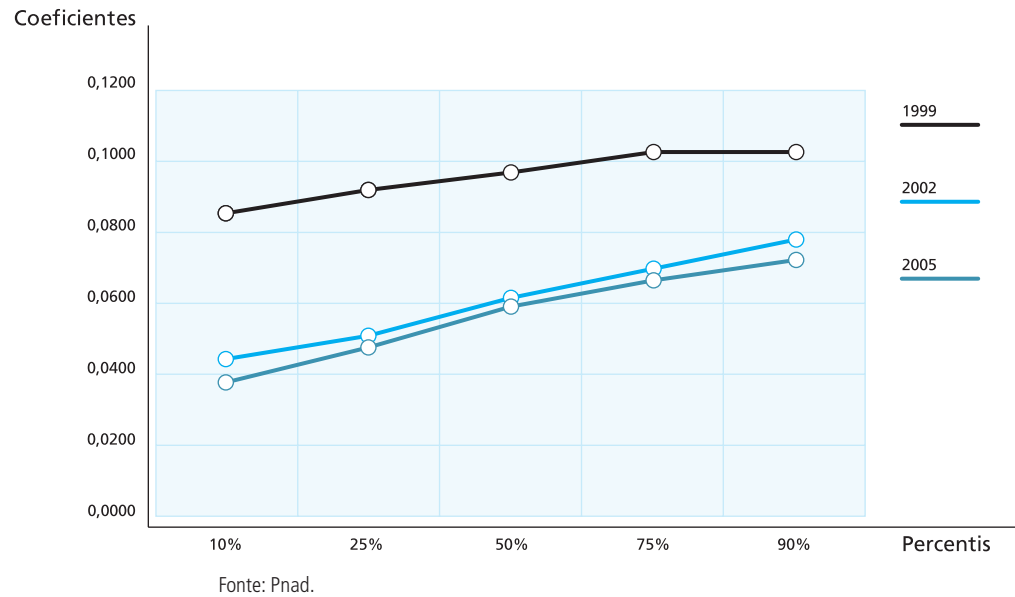
Coefficientes da variável idade no setor informal, segundo quantis, no período analisado



Fonte: Pnad.

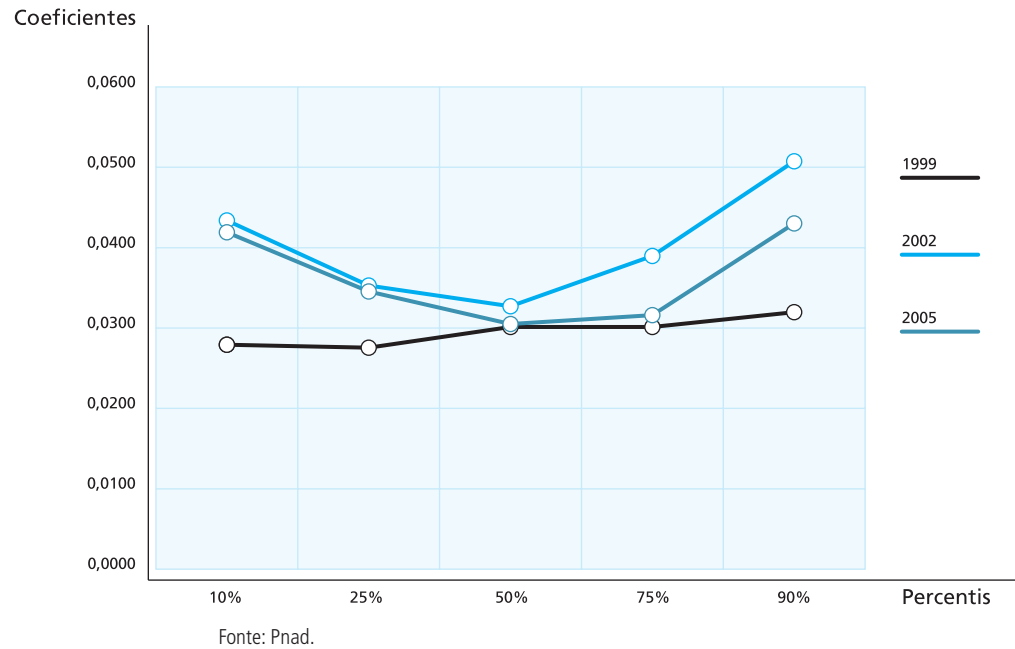
## GRÁFICO 7

Coefficientes da variável idade no setor formal, segundo quantis, no segundo período analisado



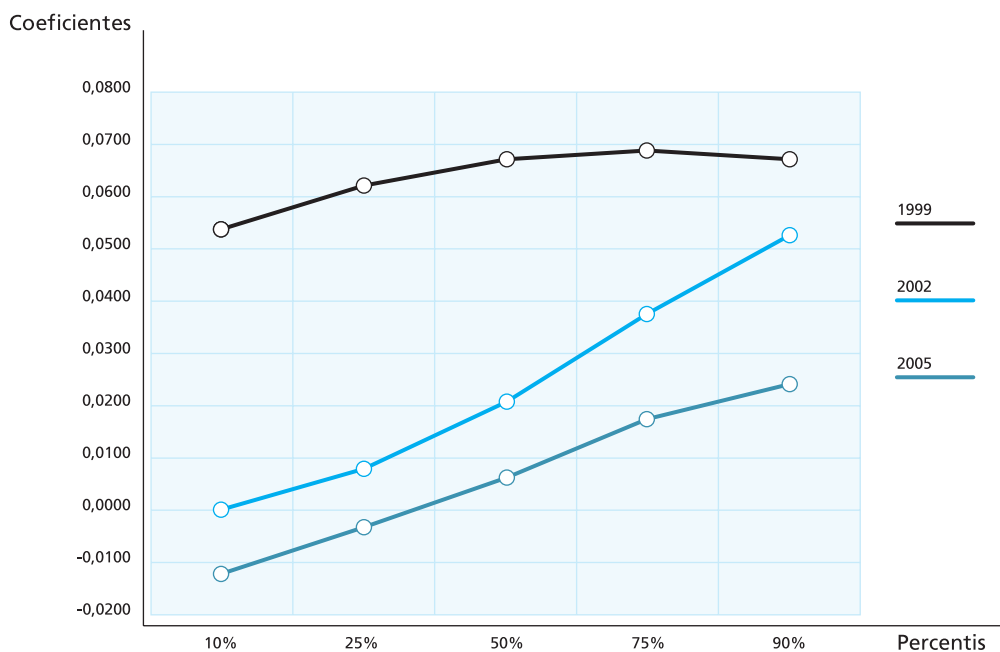
## GRÁFICO 8

Coefficientes da variável anos de estudo no setor informal, segundo quantis, no período analisado



## GRÁFICO 9

Coefficientes da variável anos de estudo no setor formal, segundo quantis, no período analisado



Fonte: Pnad.

### 4.4 Decomposição ao longo do tempo

A decomposição dos coeficientes das variáveis controladas na equação de rendimentos (1)<sup>7</sup> é informada na tabela 3, em duas combinações de anos do período selecionado: 1999-2005 e 2002-2005.

A segunda coluna dessa tabela –  $(\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_{1t}$ <sup>8</sup> – mostra o efeito das mudanças relativas, entre os dois anos, nas características dos trabalhadores do setor formal e do informal observadas, pelos quantis, mantendo o retorno do formal no ano-base. Na terceira, apresenta-se o efeito de mudanças, no tempo, nos coeficientes do setor formal, mantendo-se fixas as diferenças nas características observadas entre trabalhadores do formal e do informal no segundo ano. A quarta coluna mostra o efeito das alterações ao longo do tempo, nos coeficientes relativos entre os dois setores. Por fim, a última coluna capta como as mudanças nas características do setor informal afetam os retornos nos dois setores, no segundo ano. A soma da quarta e da quinta colunas informa o efeito de alterações do componente não explicado sobre o hiato de rendimentos entre o setor formal e o informal.

<sup>7</sup> Os coeficientes estimados da equação são apresentados no apêndice.

<sup>8</sup> Nas fórmulas, o número 1 se refere ao setor formal, e o número 2 ao setor informal; o ' representa o último ano do período em questão; por exemplo, em 1999-2005, identifica o ano de 2005.

TABELA 3

Decomposição, segundo setor formal e informal, ao longo do tempo

	$(\Delta X_t - \Delta X_t)\beta_{1t}$	$\Delta X_t(\beta_{1t} - \beta_{1t})$	$(\Delta\beta_t - \Delta\beta_t)X_{2t}$	$(X_{2t} - X_{2t})\Delta\beta$
1999-2002				
10°	-0,1498	0,4115	-2,5563	0,2506
25°	-0,1991	0,4430	-2,5587	0,2717
50°	-0,3978	0,4664	-1,9948	0,2115
75°	0,1143	-0,2939	-2,8491	0,2372
90°	-0,0280	-0,3144	-1,7030	0,0640
2002-2005				
10°	0,0196	0,3475	-0,1817	0,0096
25°	0,0182	0,4453	-0,4087	0,0126
50°	0,0270	0,4923	-0,3927	0,0171
75°	-0,0687	0,0114	-1,3024	0,0513
90°	-0,1033	0,0343	-0,2966	-0,0024

Elaboração dos autores, com base nos microdados das Pnads de 1999, de 2002 e de 2005.

Constata-se uma mudança composicional que favorece os trabalhadores do setor informal, com exceção apenas dos ocupados no 75° percentil no período de 1999-2005, em que os beneficiados são os trabalhadores do setor formal. Entre 2002 e 2005, são os trabalhadores do setor formal os favorecidos pela mudança composicional nos três primeiros quantis (10°, 25° e 50°).

Observa-se, também, que, para esses quantis, nos dois períodos o efeito da variação relativa das características observadas e dos retornos do setor formal, que fixa a mudança dessas características, é positivo, e contribui para ampliar o diferencial de rendimentos entre os dois setores. A soma desses efeitos  $-(\Delta X_t - \Delta X_t)\beta_{1t} + \Delta X_t(\beta_{1t} - \beta_{1t})$  é positiva nesses quantis, e negativa no 75° e no 90° percentil, tanto em 1999-2002 quanto em 2002-2005. Pode-se, portanto, concluir que as características observadas aumentam o hiato entre trabalhadores formais e informais situados até a mediana da distribuição.

A soma das duas últimas colunas mostra que o componente não explicado é negativo, em uma magnitude que suplanta o explicado, o que ocasiona reversão do diferencial em favor dos trabalhadores do setor informal. Esse resultado é mais evidente quando se considera o período de 1999 a 2005. No segundo intervalo de tempo, ainda que o hiato venha a ser favorável aos informais a magnitude é menor.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho investigou a evolução do diferencial de rendimentos no Brasil entre o setor formal e o informal, no período em que se presencia expressiva queda da desigualdade de renda no País, conforme mostrado em Ipea (2006). Tal estudo recorre à estimativa de contrafactuais por microssimulações para, entre outros objetivos, dimensionar o efeito das mudanças no diferencial de rendimentos entre os dois setores sobre a redução da desigualdade de renda no País. Os achados são de um aumento do hiato, embora o grau de informalidade tenha diminuído entre 2001 e 2004.

No presente capítulo, constata-se a redução do hiato, em especial no ano de 2005. Contudo, o método é diferente e não se buscou mensurar a contribuição da alteração do diferencial de rendimentos para a queda da desigualdade. Por meio de regressões quantílicas, avalia-se como se comportam os determinantes do rendimento, tanto em termos de quantis como ao longo do tempo, almejando-se, assim, captar o efeito de características observadas e não observadas em cada ponto da distribuição.

Em uma decomposição ao longo do tempo, segundo os quantis selecionados, evidencia-se que, nos dois períodos em destaque (1999-2005 e 2002-2005), as mudanças nas características observadas e nos retornos do setor formal contribuíram para ampliar o diferencial formal/informal até a mediana da distribuição de rendimentos. Entretanto, a alteração nos retornos é, dadas as características dos trabalhadores do setor informal, tão intensa que o efeito do componente não explicado supera o explicado, assegurando o hiato favorável aos trabalhadores do setor informal, particularmente no período de 1999 a 2005.

## 6 REFERÊNCIAS

- ABRAMOVAY, R. et al. Mercados do empreendedorismo de pequeno porte no Brasil. In: CEPAL, **Pobreza e mercados no Brasil**, uma análise de iniciativas políticas públicas. Brasília: Department for International Development/Cepal, Escritório no Brasil, 2003.
- ALTONJI, J. G.; BLANK, R. M. Race and gender in the labor market. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.). **Handbook of labor economics**, v. 3. Elsevier Science. 1999.
- ANTIGO, M.; MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 24. **Anais... Anpec**, 2006.
- BUCHINSKY, M. Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S. **Empirical Economics**, 26, p. 87-113, 2001.
- CACCIAMALI, M. C. Globalização e processo de informalidade. **Economia e Sociedade**, São Paulo: IE – Unicamp, p. 153-175, jul. 2000.
- CARNEIRO, F. G. A.; HENLEY, A. Modelling formal vs. informal employment and earnings: microeconomic evidence for Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29. **Anais... Anpec**, 2001.
- DEATON, A. Data and econometric tools for development analysis. In: BEHRMAN, J.; SRINIVASAN, T. N. (Eds.). **Handbook of development economics**, Amsterdam: Elsevier, v. 3A, p. 1.785-1.882, 1995.
- DICKENS, W.; LANG, K. A test of dual labour market theory. **American Economic Review**, v. 75, n. 4, p. 1-22, 1985.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios, Pnad**. Rio de Janeiro: IBGE, 1992, 1998, 2004.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: nov. 2006.
- KLEIN, R. W.; SPADY, R. H. An efficient semiparametric estimator for binary response models. **Econometrica**, v. 61, n. 2, p. 387-422, 1993.
- MACHADO, A. F.; ANDRADE, M. V. Qualificação do excedente de mão-de-obra: estratégia de vida dos trabalhadores por conta pró-



pria. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 22. **Anais...** Anpec, 1994.

MACHADO, A. F.; PENIDO, M.; OLIVEIRA, J. Análise de sobrevivência na posição de trabalhador por conta-própria no Brasil metropolitano (1997 a 2001). ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DO TRABALHO, 9. **Anais...** Abet, 2005.

MALONEY, W. **Are LDC labor markets dualistic?** World Bank, 1998. (Working Paper).

MENEZES-FILHO, N. A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. O. O diferencial de salários formal – informal: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 235-248, Rio de Janeiro, 2004.

PIANTO, M. E. T.; PIANTO, D. M. **Informal employment in Brazil** – A choice at the top and segmentation at the bottom: a quantile regression approach. UnB, Brasília: ago. 2002, 30 p. (Texto para Discussão, n. 236).

TAYLOR, M. P. Survival of the fittest? An analysis of self-employment duration in Britain. **The Economic Journal**, v. 109, p. 140-155, Mar. 1999.

TABELA A1  
Coeficientes das regressões quantílicas nos anos selecionados –  
primeiro décimo da distribuição

Nº de obs.	Informal			Formal		
	47.233	52.530	55.286	54.341	62.618	71.927
Variáveis	1999	2002	2005	1999	2002	2005
Sexo	0,2351	0,3902	0,3802	0,2197	0,2252	0,1389
Raça	-0,1310	0,1407	0,1199	-0,0667	0,0702	0,0630
Idade	0,0785	0,0605	0,0594	0,0847	0,0436	0,0373
Idade ao quadrado	-0,0008	-0,0007	-0,0007	-0,0008	-0,0004	-0,0004
Anos escolaridade	0,0275	0,0430	0,0414	0,0566	0,0079	-0,0028*
Norte	0,2526	0,4093	0,5028	0,1741	0,1951	0,1429
Sudeste	-0,1896	0,4061	0,4400	-0,1807	0,1451	0,0330
Sul	-0,3513	0,3559	0,4601	-0,2516	0,0567	0,0091*
Centro-Oeste	0,0275*	0,4721	0,5649	-0,0103*	0,1498	0,0622
Reg. Metrop.	-0,1131	0,1202	0,1233	-0,0959	0,1355	0,0981
Integral	-0,2880	-0,2586	-0,2931	-0,3239	-0,3684	-0,3704
Contprev1	0,3307	0,3945	0,4420	0,1030	0,2120	0,2728
Pinformal	-4,7552	-1,6064	-1,5647	-4,2355	-3,3520	-3,2166
_cons	0,4872	-1,5475	-1,3164	0,1327	0,4866	0,9708

Fonte: Pnad/IBGE.

Nota: \* indica significativo a 1%.

TABELA A2  
Coeficientes das regressões quantílicas nos anos selecionados – 25º

Nº de obs.	Informal			Formal		
	47.233	52.530	55.286	54.341	62.618	71.927
Variáveis	1999	2002	2005	1999	2002	2005
Sexo	0,2314	0,3598	0,3416	0,2447	0,2664	0,1970
Raça	-0,1429	0,1114	0,1094	-0,0627	0,0867	0,0854
Idade	0,0795	0,0557	0,0574	0,0913	0,0501	0,0470
Idade ao quadrado	-0,0008	-0,0006	-0,0006	-0,0009	-0,0005	-0,0004
Anos escolaridade	0,0274	0,0348	0,0342	0,0637	0,0150	0,0051
Norte	0,1853	0,3358	0,3707	0,1899	0,2492	0,1805
Sudeste	-0,3381	0,3580	0,3539	-0,2253	0,1686	0,0241
Sul	-0,4961	0,3154	0,3679	-0,3273	0,0597	-0,0052*
Centro-Oeste	-0,0820	0,4064	0,4390	-0,0475	0,1770	0,0752
Reg. Metrop.	-0,1299	0,1458	0,1207	-0,1141	0,1397	0,1156
Integral	-0,3549	-0,3205	-0,3257	-0,3404	-0,3599	-0,3674
Contprev1	0,3200	0,3569	0,3873	-0,0458	-0,0387	0,0235
Pinformal	-5,2105	-2,2154	-1,7919	-4,5744	-3,6831	-3,6626
_cons	1,1801	-0,6552	-0,6203	0,5645	0,8320	1,2719

Fonte: Pnad/IBGE.

Nota: \* indica não significativo a 1%.

TABELA A3

Coeficientes das regressões quantílicas nos anos selecionados – mediana

Nº de obs.	Informal			Formal		
	47.233	52.530	55.286	54.341	62.618	71.927
Variáveis	1999	2002	2005	1999	2002	2005
Sexo	0,2590	0,3814	0,3335	0,2697	0,3284	0,2636
Raça	-0,1429	0,1146	0,1109	-0,0801	0,1077	0,1034
Idade	0,0881	0,0582	0,0564	0,0963	0,0612	0,0581
Idade ao quadrado	-0,0008	-0,0006	-0,0006	-0,0009	-0,0006	-0,0005
Anos escolaridade	0,0300	0,0323	0,0300	0,0684	0,0269	0,0138
Norte	0,1553	0,2732	0,2925	0,1776	0,2935	0,2204
Sudeste	-0,4524	0,2962	0,2472	-0,3120	0,1606	0,0004 <sup>1</sup>
Sul	-0,5971	0,2548	0,2531	-0,4306	0,0382	-0,0594
Centro-Oeste	-0,1818	0,3325	0,3349	-0,0941	0,1829	0,0784
Reg. Metrop.	-0,1380	0,1588	0,1189	-0,1332	0,1474	0,1332
Integral	-0,4492	-0,4045	-0,4094	-0,3724	-0,3697	-0,3770
Contprev1	0,2915	0,3527	0,3591	-0,1527	-0,2012	-0,1600
Pinformal	-5,5830	-2,6840	-2,4071	-4,9284	-3,8293	-4,1006
_cons	1,6784	-0,0204*	0,1786	1,0834	0,9733	0,1549

Fonte: Pnad/IBGE.

Nota: \* indica não significativo a 1%.

TABELA A4

Coeficientes das regressões quantílicas nos anos selecionados – 75º

Nº de obs.	Informal			Formal		
	47.233	52.530	55.286	54.341	62.618	71.927
Variáveis	1999	2002	2005	1999	2002	2005
Sexo	0,2687	0,4376	0,3812	0,2946	0,3772	0,3116
Raça	-0,1537	0,1349	0,1154	-0,0928	0,1393	0,1351
Idade	0,0963	0,0659	0,0587	0,1018	0,0687	0,0658
Idade ao quadrado	-0,0009	-0,0007	-0,0006	-0,0009	-0,0006	-0,0005
Anos escolaridade	0,0299	0,0388	0,0315	0,0701	0,0419	0,0238
Norte	0,1514	0,2679	0,2560	0,1674	0,3251	0,2398
Sudeste	-0,5743	0,2637	0,1885	-0,4178	0,1316	-0,0517
Sul	-0,7146	0,2113	0,1968	-0,5496	0,0008*	-0,1281
Centro-Oeste	-0,2552	0,3227	0,2919	-0,1699	0,1976	0,0781
Reg. Metrop.	-0,1625	0,1600	0,1447	-0,1417	0,1513	0,1503
Integral	-0,5446	-0,5167	-0,5302	-0,4024	-0,3925	-0,4337
Contprev1	0,2613	0,3788	0,3676	-0,1957	-0,3494	-0,2755
Pinformal	-6,1172	-2,9328	-0,2965	-5,3048	-3,7565	-4,2938
_cons	2,3155	0,3327	0,8006	1,5717	1,1115	1,7971

Fonte: Pnad/IBGE.

Nota: \* indica não significativo a 1%.

TABELA A5

Coeficientes das regressões quantílicas nos anos selecionados – 90º

Nº de obs.	Informal			Formal		
	47.233	52.530	55.286	54.341	62.618	71.927
Variáveis	1999	2002	2005	1999	2002	2005
Sexo	0,28582	0,4975	0,4269	0,2924	0,4060	0,3507
Raça	-0,19179	0,1478	0,1433	-0,1148	0,1764	0,1624
Idade	0,10214	0,0736	0,0642	0,1020	0,0771	0,0712
Idade ao quadrado	-0,00093	-0,0007	-0,0006	-0,0009	-0,0007	-0,0005
Anos escolaridade	0,03176	0,0503	0,0428	0,0685	0,0553	0,0299
Norte	0,15648	0,2801	0,2486	0,1712	0,3679	0,2256
Sudeste	-0,72169	0,2406	0,1487	-0,5107	0,0666	-0,1158
Sul	-0,86690	0,1803	0,1597	-0,6367	-0,0380	-0,1980
Centro-Oeste	-0,34215	0,3428	0,3030	-0,2270	0,1974	0,0662
Reg. Metrop.	-0,20617	0,1840	0,1518	-0,1530	0,1568	0,1559
Integral	-0,70088	-0,6595	-0,7063	-0,5144	-0,5042	-0,5732
Contprev1	0,20601	0,3980	0,4125	-0,2188	-0,4485	-0,3752
Pinformal	-6,77961	-2,9203	-3,0609	-5,6926	-3,5193	-4,2670
_cons	3,07990	0,5298	1,1208	2,2302	1,2360	2,1296

Fonte: Pnad/IBGE.



## Parte VII:

# O SALÁRIO MÍNIMO

	Introdução.....	475
<b>Capítulo 32:</b>	O Salário Mínimo e seu Potencial para a Melhoria da Distribuição de Renda no Brasil .....	479
	<b>João Saboia</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	479
	2 EVOLUÇÃO DO SALÁRIO MÍNIMO E DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA.....	481
	3 RENDIMENTOS DO TRABALHO.....	483
	4 RENDIMENTOS DE PENSÕES E APOSENTADORIAS.....	486
	5 OUTROS TIPOS DE RENDIMENTOS E OS PROGRAMAS OFICIAIS DE TRANSFERÊNCIAS DE RENDA.....	487
	6 SALÁRIO MÍNIMO E RENDA FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> .....	489
	7 RESULTADOS DE SIMULAÇÕES.....	492
	8 CONCLUSÕES.....	494
	9 REFERÊNCIAS.....	496
<b>Capítulo 33:</b>	O Salário Mínimo e a Queda Recente da Desigualdade no Brasil .....	499
	<b>Sérgio Firpo e Maurício Cortez Reis</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	499
	2 ANÁLISE DESCRITIVA.....	500
	3 DADOS.....	502
	4 METODOLOGIA.....	502
	5 RESULTADOS.....	504
	6 CONCLUSÕES.....	505
	7 REFERÊNCIAS.....	506
<b>Capítulo 34:</b>	A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de Redução da Pobreza e da Desigualdade .....	507
	<b>Ricardo Paes de Barros</b>	
	1 INTRODUÇÃO.....	507
	2 OBJETIVOS E FUNÇÕES DO SALÁRIO MÍNIMO.....	511
	3 CANAIS DE PROPAGAÇÃO DO IMPACTO DO SALÁRIO MÍNIMO.....	515
	4 CANAIS DE PROPAGAÇÃO DO IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.....	518
	5 MEDIDAS DE POBREZA E DESIGUALDADE UTILIZADAS.....	520
	6 ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	525
	7 COMPARANDO A EFETIVIDADE DO SM COM A DO PBF.....	533
	8 FATORES QUE LIMITAM A EFETIVIDADE DO SALÁRIO MÍNIMO NO CAMBATE À POBREZA E À DESIGUALDADE.....	538
	9 CONCLUSÕES.....	542
	10 REFERÊNCIAS.....	546



# INTRODUÇÃO

## Parte VII

**Ricardo Paes de Barros\***

**Miguel Nathan Foguel\***

**Gabriel Ulyssea\***

**E**sta *sétima parte* do livro, que conta com três capítulos, trata dos efeitos de um dos mais discutidos instrumentos de redução da pobreza e da desigualdade: o salário mínimo. Na maior parte dos países, a discussão acerca desses efeitos restringe-se aos impactos desse instrumento sobre a distribuição de rendimentos do trabalho. No Brasil, esse debate também se estende aos impactos do salário mínimo sobre as rendas de aposentadorias, de pensões e de certos programas sociais, como o Benefício de Prestação Continuada (BPC). A razão para isso é que, no País, o salário mínimo é utilizado como piso para o sistema público de previdência, além de determinar o valor do benefício de programas como o BPC. Nesse sentido, a análise dos efeitos globais do salário mínimo sobre a desigualdade de renda deve considerar seus impactos tanto sobre mercado de trabalho quanto sobre as transferências de renda governamentais.

A avaliação dos efeitos do salário mínimo sobre a distribuição dessas transferências (aposentadorias, pensões e benefícios) tende a ser mais simples do que a avaliação dos seus impactos sobre a distribuição dos rendimentos do trabalho, isso se deve às dificuldades de estimar os efeitos que o salário mínimo pode ter sobre o mercado de trabalho, em particular sobre os níveis de emprego, de desemprego e de informalidade. Já no caso das transferências, nesse não há esse tipo de dificuldade, uma vez que o impacto do mínimo se limita essencialmente a aumentar de forma direta os benefícios pagos a pessoas economicamente inativas. Em ambos os casos, no entanto, elevações no valor do salário mínimo podem provocar efeitos sobre a demanda agregada e a inflação, os quais também são difíceis de ser estimados.

\*Ricardo Paes de Barros é coordenador de Avaliação de Políticas do Ipea, Miguel Nathan Foguel e Gabriel Ulyssea são pesquisadores do Ipea.



Por isso, todos os capítulos desta *sétima parte* lançam mão de hipóteses simplificadoras para computar os impactos do mínimo.

Outro aspecto importante sobre a capacidade de o salário mínimo afetar o nível de desigualdade de renda está relacionado ao seu grau de focalização. De fato, dependendo da parte da distribuição de renda em que se situam aqueles que recebem salário mínimo, seus efeitos sobre a desigualdade podem variar bastante. Em geral, quanto maior o número de indivíduos que recebem salário mínimo nas partes superiores da distribuição, menores tenderão a ser os impactos desse instrumento.

Associado a isso, e como no caso de outras políticas públicas, há a questão da relação entre a efetividade e o custo do salário mínimo para reduzir a desigualdade de renda. Embora aumentos no valor do mínimo possam levar a reduções no grau de desigualdade, é preciso avaliar se outras políticas não apresentam uma melhor relação custo-efetividade que o salário mínimo.

O capítulo 32, que abre esta *sétima parte*, busca avaliar os impactos diretos desse instrumento sobre as distribuições de aposentadorias e de pensões, de rendimentos do trabalho e de renda familiar *per capita*. Os resultados mostram que aumentos no valor do mínimo têm impactos positivos sobre a desigualdade de renda. Esse efeito é uma decorrência da redução na concentração tanto dos rendimentos do trabalho quanto das aposentadorias e das pensões.

Com uma metodologia de decomposição contrafactual, calcula-se, no capítulo 33, qual seria a distribuição de rendimentos do trabalho caso não existisse o salário mínimo. Essa metodologia é implementada para 2001 e 2005, permitindo, assim, computar o efeito do salário mínimo nesses anos. Os resultados obtidos confirmam que o salário mínimo teve uma importante contribuição para a queda da desigualdade de rendimentos do trabalho.

Por fim, o capítulo 34 compara a relação custo-efetividade do salário mínimo à de um outro instrumento de combate à pobreza e à desigualdade no Brasil: o Programa Bolsa-Família (PBF). Para isso, implementa dois exercícios de simulação em que: (a) mantém fixo o volume de recursos utilizados e compara os impactos de cada um dos instrumentos; e (b) mantém o mesmo nível de impacto desses instrumentos e compara o volume de recursos utilizados. Os resultados de ambas as comparações mostram, claramente, que o PBF tem uma relação custo-efetividade bem melhor que a do salário mínimo para reduzir tanto a pobreza quanto a desigualdade de renda no Brasil.

Tal constatação é válida para quaisquer medidas de pobreza ou de desigualdade que se queira utilizar.

Em suma, os resultados apresentados em todos os capítulos demonstram que o salário mínimo tem capacidade de reduzir a desigualdade de renda no Brasil. Entretanto, ao comparar a relação custo-efetividade do mínimo com a do PBF, o capítulo 34 evidencia que este último instrumento parece ser muito mais eficaz na redução da pobreza e da desigualdade. Tal resultado é importante, pois instiga o debate sobre os instrumentos de política pública a ser preferencialmente utilizados para ampliar a queda da ainda muito elevada desigualdade de renda neste País.



# CAPÍTULO 32

## O Salário Mínimo e seu Potencial para a Melhoria da Distribuição de Renda no Brasil

João Saboia\*

### 1 INTRODUÇÃO

O salário mínimo é um tema que vem interessando os especialistas brasileiros há muitos anos. Se, no passado, as preocupações estavam mais voltadas para seus efeitos sobre o mercado de trabalho,<sup>1</sup> mais recentemente o interesse tem se voltado também para a sua influência sobre a distribuição de renda e a pobreza por meio de mecanismos de transferência de renda da política de seguridade social.<sup>2</sup>

Apesar das grandes flutuações ocorridas com o salário mínimo a partir de sua criação, em 1940, desde meados da década de 1990 ele vem passando por um processo sustentado de crescimento. Simultaneamente, o País tem experimentado um processo de melhoria da distribuição de renda, revertendo-se, assim, a tendência passada de agravamento das desigualdades de rendimento.

A redução das desigualdades na distribuição de renda pode ser comprovada tanto pelos rendimentos do trabalho quanto pelos rendimentos individuais (trabalho e outros rendimentos) em geral, ou, ainda, pelo rendimento *per capita* (familiar ou domiciliar). Em outras palavras: o movimento tem sido generalizado, independentemente do corte utilizado, o que indica seu caráter estrutural. A tendência de melhoria acentuou-se na década atual conforme demonstrado pela nota técnica do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea, 2006) intitulada *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil* e reeditada nesta publicação (ver vol. 1, p. 15).

Remuneração mínima oficial do País, o salário mínimo (que ora em diante indicaremos também por SM) vem crescendo há cerca de

\* João Saboia é professor titular do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ). O autor agradece a Fabio Roitman, a Julia Torracca, a Laura Beraldo e a Renata Alvim, o auxílio no processamento dos dados utilizados ao longo deste texto.

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, os trabalhos pioneiros de Bacha, Mata e Modenesi (1972), de Bacha e Taylor (1978), de Souza e Baltar (1979), e de Macedo e Garcia (1980).

<sup>2</sup> Para alguns trabalhos recentes sobre o salário mínimo e seus efeitos sobre a distribuição de renda e a pobreza no Brasil ver, por exemplo, Barros, Corseuil e Cury (2000), Corseuil e Servo (2002), Foguel, Ramos e Carneiro (2001), e Neri, Gonzaga e Camargo (2001).

uma década de forma sustentada. Além de servir como piso oficial da Previdência Social e da Assistência Social, ele tem sido tomado ainda como referência para programas como o Benefício de Prestação Continuada (BPC). Portanto, o papel do SM transcende o mercado de trabalho por afetar também importante parcela da população não economicamente ativa.<sup>3</sup>

Tudo leva a crer que o crescimento do SM tenha influenciado, de alguma forma, a melhoria recente da distribuição de renda do País. Paralelamente a isso, pode ter contribuído também para o combate às elevadas taxas de pobreza. De qualquer forma, não está clara a dimensão do papel dele na melhoria da distribuição de renda e na redução da pobreza.

Embora o SM seja a remuneração mínima oficial, milhões de trabalhadores têm remuneração abaixo desse piso. Segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), 20,5% das pessoas ocupadas com rendimento (cerca de 15 milhões de trabalhadores) recebiam, em 2005, menos que o SM, enquanto 14,3% (10,7 milhões) recebiam exatamente o valor do SM.

Na Previdência Social, o papel do SM é indiscutível. Ainda segundo a Pnad, 58% dos aposentados e 60% dos pensionistas recebiam, em 2005, um SM. A combinação de reajustes bem mais generosos para o SM do que para o conjunto de pensões e aposentadorias oficiais nos últimos anos tem feito que cada vez mais ele se transforme na referência básica para a remuneração de aposentados e de pensionistas do regime geral. Em 1995, por exemplo, o percentual de aposentados que recebiam exatamente um SM era de 49% e, o de pensionistas, de 52%; percentuais esses bem inferiores aos obtidos uma década depois.

Dada a importância do SM tanto para pessoas ativas quanto para inativas, ao considerar-se toda a população com rendimento (do trabalho, de aposentadorias, de pensões, de aluguéis, etc.) verifica-se que importante parcela recebe exatamente um SM. Em 2005, por exemplo, dos 99 milhões de pessoas com algum tipo de rendimento 19,1% recebiam menos que o SM, e, 19% recebiam exatamente um SM.

Os efeitos do SM sobre a pobreza são bem mais complexos, uma vez que essa está mais associada ao rendimento familiar, ou domiciliar, *per capita*, do que ao rendimento individual das pessoas. Embora pessoas com rendimentos individuais baixos geralmente pertençam a famílias pobres, nem sempre isso procede, pois é muito comum que famílias em posição relativamente favorável possuam um ou mais

<sup>3</sup> O livro *Salário mínimo e desenvolvimento*, publicado em 2005, ilustra as várias áreas de influência do SM (desenvolvimento econômico, mercado de trabalho, seguridade social, finanças públicas, distribuição de renda, etc.). Ver Baltar, Dedecca e Krein (2005).

membros com baixos rendimentos, e até mesmo recebendo o SM. Portanto, a relação entre SM e pobreza deve considerar esse fato.

Em resumo: trata-se a política do SM de um parâmetro universal que se aplica tanto para o mercado de trabalho quanto para a Previdência e a Assistência Social, com importantes repercussões sobre a distribuição de renda e a pobreza no País. Seus efeitos, entretanto, são complexos e devem ser estudados com cuidado se se pretende compreendê-los e interpretá-los corretamente.

O principal objetivo deste texto é procurar entender o potencial do SM para a melhoria da distribuição de renda no Brasil, com base na experiência da última década.<sup>4</sup>

## 2 EVOLUÇÃO DO SALÁRIO MÍNIMO E DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

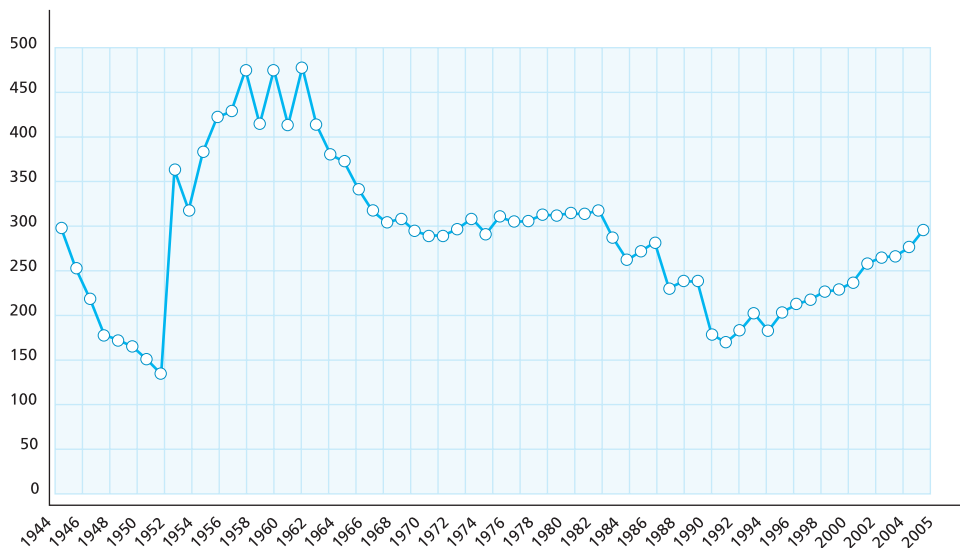
O gráfico 1 mostra a evolução do SM desde meados dos anos 1940. Após uma queda acentuada por conta de um longo período sem reajuste, o SM passou por uma fase favorável durante a década de 1950 e o início dos anos 1960, por receber aumentos generosos nos governos Vargas, Kubstichek e João Goulart. Contudo, seguiu-se um período de queda do SM associada à política salarial dos governos militares. O SM permaneceu num patamar relativamente estável durante os anos 1970 e o início dos anos 1980, mas a explosão inflacionária da década de 1980 e o início dos anos 1990 repercutiram desfavoravelmente sobre ele. A partir de meados dos 1990, entretanto, o SM entrou em uma rota ascendente que permanece até os dias atuais. Entre 1994 e 2005, cresceu 62% em termos reais. Apesar disso, deve ser notado que seu nível real em 2005 era equivalente ao dos anos 1970.<sup>5</sup>

A comparação entre a evolução do SM e da distribuição de renda na última década mostra movimentos fortemente correlacionados; pois, ao mesmo tempo que o SM crescia em termos reais, os indicadores de desigualdade de rendimentos apontavam uma clara melhoria. O gráfico 2 ilustra esses dois movimentos. Tal resultado sugere que a política de recuperação do SM teria colaborado para o processo de melhoria da distribuição de renda no País. Nas próximas seções será desenvolvida uma discussão cuja finalidade é verificar o potencial do SM nesse processo.

<sup>4</sup> A questão do papel do SM na redução recente das desigualdades de rendimentos não foi abordada em Ipea (2006), apesar da amplitude da discussão sobre a distribuição de renda que tal estudo desenvolve.

<sup>5</sup> Em setembro de 2005, o SM valia R\$ 300. Para mais informações sobre o passado do SM, ver Saboia (1985).

**GRÁFICO 1**  
Salário mínimo real – 1944-2005

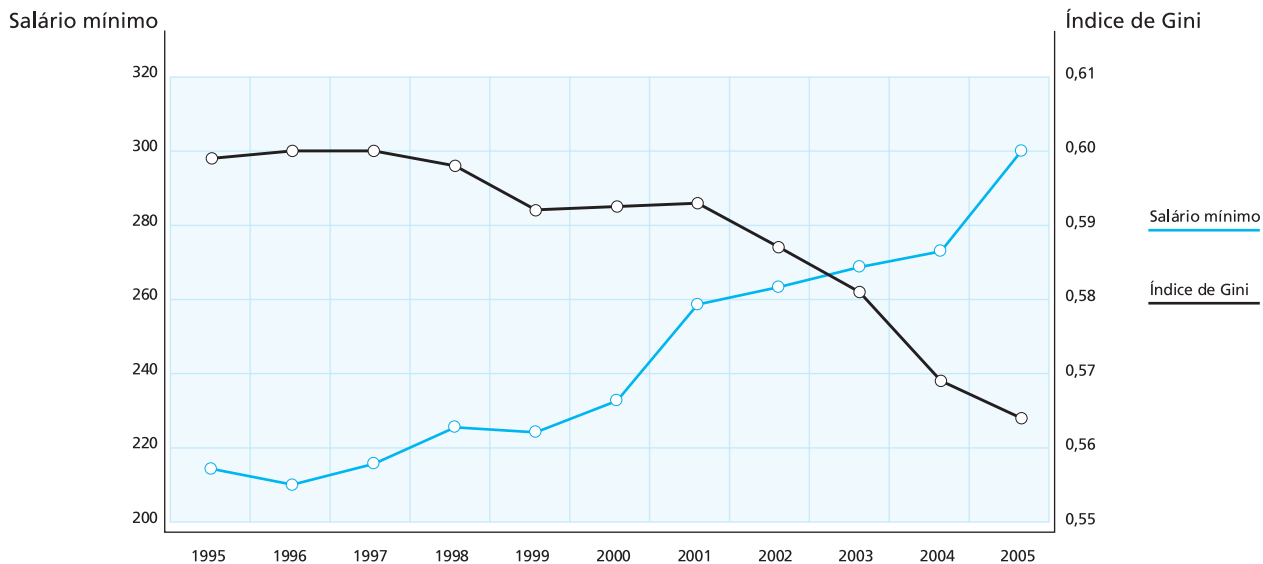


Fonte: Ipeadata.

Notas: <sup>1</sup> Série em R\$ de agosto de 2006, que utiliza como deflator o ICV-RJ da Fundação Getúlio Vargas (FGV), até março de 1979; e o INPC do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o restante do período.

<sup>2</sup> O salário mínimo anual foi obtido por meio das médias mensais.

**GRÁFICO 2**  
Salário mínimo e índice de Gini da renda familiar *per capita* – 1995-2005



Fonte: Ipeadata.

Notas: <sup>1</sup> Valores do SM referentes aos meses de setembro de cada ano, inflacionados pelo INPC, com base em setembro de 2005.

<sup>2</sup> O índice de Gini de 2000 foi obtido por interpolação linear.

### 3 RENDIMENTOS DO TRABALHO

Os dados relativos à evolução dos rendimentos médios do trabalho de 1995 a 2005, apresentados na tabela 1, mostram um resultado desfavorável, com queda de 12,8% no rendimento real no período. A situação, entretanto, é bastante diferenciada conforme a posição dos indivíduos na estrutura de rendimentos. O terceiro décimo, exatamente aquele que recebia valores equivalentes ao SM em 2005, teve um crescimento de 33%. Os segundo e quartos décimos, cujos rendimentos estão no entorno do SM também tiveram algum crescimento no período. Contudo, os demais décimos da distribuição sofreram quedas em alguns casos consideráveis.

TABELA 1

Rendimento médio mensal real de todos os trabalhos de pessoas na faixa etária de 10 anos ou mais, ocupadas com rendimento, por décimos da distribuição – 1995 a 2005

Décimos	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Varição (em %)
1ª	91	100	92	98	90	89	87	84	77	80	84	-7,9%
2ª	193	199	196	202	194	194	195	196	185	189	202	4,6%
3ª	225	240	237	244	239	250	262	261	264	271	299	33,0%
4ª	312	330	327	331	317	317	317	311	301	306	322	3,3%
5ª	407	424	424	431	410	408	405	393	370	385	404	-0,8%
6ª	518	543	541	537	508	506	503	495	462	470	489	-5,5%
7ª	683	708	701	696	656	646	636	610	578	580	609	-10,8%
8ª	952	976	968	950	890	873	857	839	776	784	812	-14,7%
9ª	1.493	1.528	1.513	1.487	1.385	1.362	1.338	1.299	1.203	1.202	1.227	-17,8%
10ª	4.344	4.442	4.380	4.324	3.953	3.943	3.934	3.834	3.488	3.429	3.600	-17,1%
Total	923	948	937	929	864	859	854	833	770	770	805	-12,8%

Fonte: IBGE, Pnads 1995-2005.

Notas: <sup>1</sup> Valores inflacionados pelo INPC com base em setembro de 2005.

<sup>2</sup> Os valores referentes a 2000 foram obtidos por interpolação linear.

Em termos de distribuição de renda, houve aumento da parcela da renda do trabalho recebida pelos sete décimos inferiores, mas houve queda para os demais. A tabela 2 ilustra os resultados. O maior aumento (1,2 pp) ocorreu no terceiro décimo, enquanto a maior queda (2,4 pp) foi verificada no décimo superior. Os resultados relativamente mais favoráveis para os décimos inferiores produziram uma queda no índice de Gini, o qual baixou, no período, de 0,585 para 0,544.



TABELA 2

Porcentagem da renda do trabalho apropriada por décimos da distribuição de rendimentos – 1995 a 2005

Décimos	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Varição/(p.p.)
1ª	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,1	0,1
2ª	2,1	2,1	2,1	2,2	2,3	2,3	2,3	2,4	2,4	2,5	2,5	0,4
3ª	2,5	2,5	2,5	2,6	2,8	3,0	3,1	3,1	3,4	3,5	3,7	1,2
4ª	3,4	3,5	3,5	3,6	3,7	3,7	3,7	3,7	3,9	4,0	4,0	0,6
5ª	4,4	4,5	4,5	4,6	4,7	4,7	4,7	4,7	4,8	5,0	5,0	0,6
6ª	5,6	5,7	5,8	5,8	5,9	5,9	5,9	6,0	6,0	6,1	6,1	0,5
7ª	7,4	7,5	7,5	7,5	7,6	7,6	7,5	7,3	7,5	7,5	7,6	0,2
8ª	10,3	10,3	10,3	10,2	10,3	10,2	10,0	10,1	10,1	10,2	10,1	-0,2
9ª	16,2	16,1	16,1	16,0	16,0	15,9	15,7	15,6	15,6	15,6	15,2	-1,0
10ª	47,1	46,8	46,7	46,5	45,7	45,9	46,1	46,1	45,3	44,6	44,7	-2,4

Fonte: IBGE, Pnads 1995/2005.

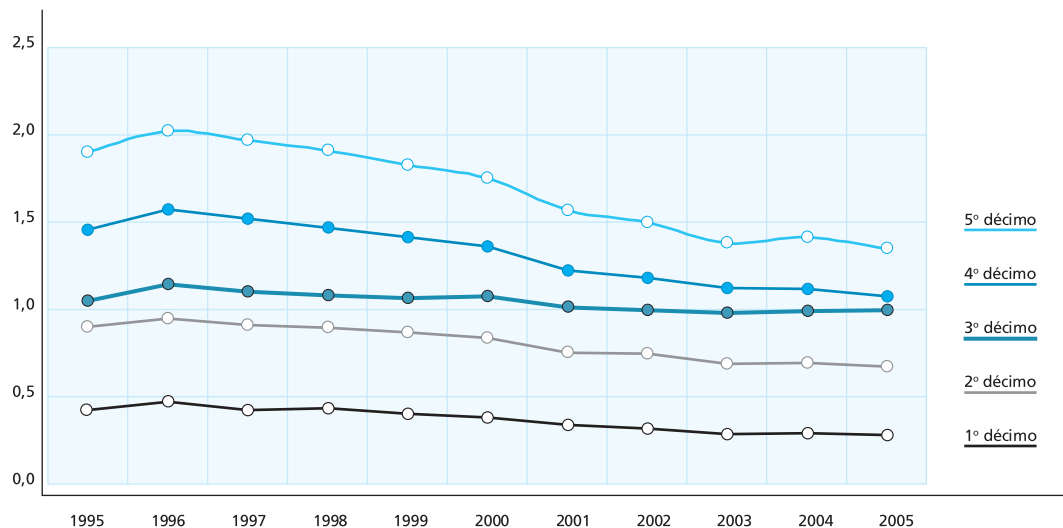
Nota: <sup>1</sup> Os dados referentes a 2000 foram obtidos por interpolação linear.

Quando considerados os níveis de rendimento do trabalho para os décimos inferiores da distribuição de rendimentos do trabalho, nota-se que apenas o terceiro décimo conseguiu manter seu nível de rendimento aproximadamente constante em relação ao SM. O segundo décimo, cujo rendimento médio representava 0,90 SM, em 1995, caiu para 0,67 SM em 2005. O quarto décimo caiu de 1,46 SM para 1,07 SM no período (ver gráfico 3). Portanto, à medida que o SM crescia, no período, havia uma tendência de descolamento dos rendimentos do trabalho para valores menores quando comparados com o SM.

A curva de Lorenz para a parcela de menores níveis de rendimentos do trabalho mostra claramente a situação. Em 1995, os trabalhadores que recebiam o SM se enquadravam entre o 14º e o 26º percentil, ao passo que em 2005 estavam entre o 20º e o 35º percentil. O gráfico 4 ilustra isso.

### GRÁFICO 3

Razão entre rendimento do trabalho e salário mínimo – 1995 a 2005



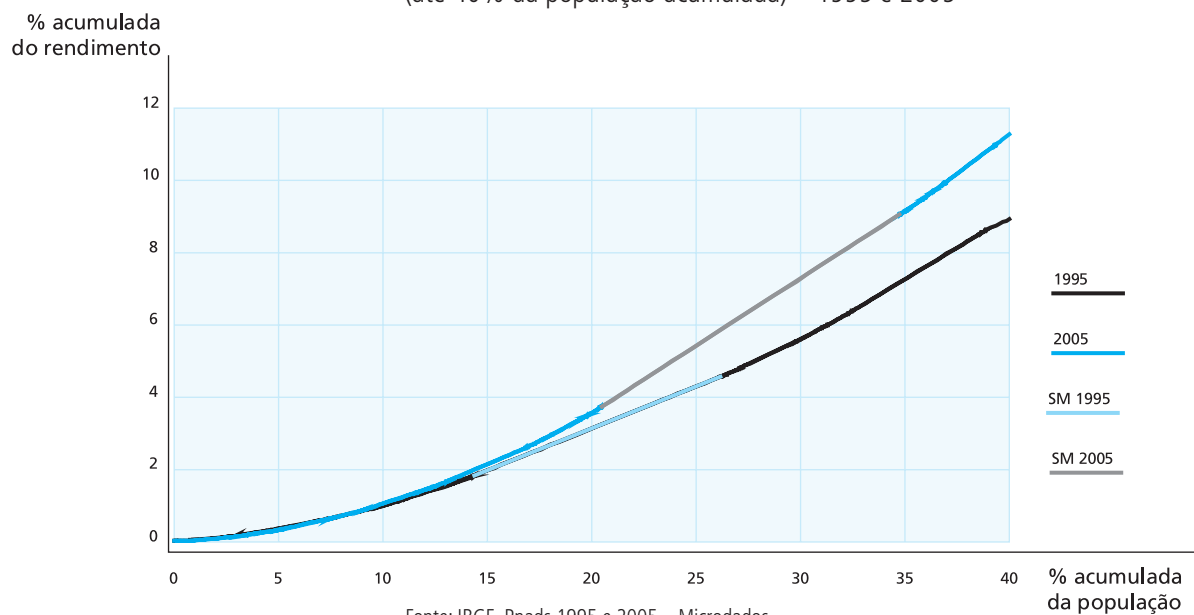
Fonte: IBGE, Pnads 1995-2005 e Ipeadata.

Notas: <sup>1</sup> O rendimento do trabalho referente a 2000 foi obtido por interpolação linear.

<sup>2</sup> O rendimento do trabalho e o SM foram inflacionados pelo INPC, com base em setembro de 2005.

### GRÁFICO 4

Curva de Lorenz para o rendimento do trabalho (até 40% da população acumulada) – 1995 e 2005



Fonte: IBGE, Pnads 1995 e 2005 – Microdados.

Nota: <sup>1</sup> Pessoas sem rendimento e sem declaração não foram consideradas.

Em outras palavras: o valor do SM aumentou no período e, ao mesmo tempo, também a porcentagem de pessoas que recebia menos de um SM. Assim, embora seja, oficialmente, a menor remuneração permitida de uma jornada regular de trabalho, o crescimento do SM não evitou que um maior percentual de trabalhadores fosse deslocado para o patamar daqueles com remuneração inferior ao valor de um SM.

#### 4 RENDIMENTOS DE PENSÕES E APOSENTADORIAS

Nos últimos anos, um dos fatos mais notáveis levantados pela Pnad foi o aumento representado pelas pensões e aposentadorias no total de rendimentos por ela captado. A tabela 3 apresenta a distribuição dos diversos tipos de rendimento.

TABELA 3

Distribuição dos diversos tipos de rendimento (%) – 1995 e 2005

Tipos de rendimento	1995	2005
Do trabalho	82,0	75,9
De aposentadorias oficiais	10,5	13,8
De outras aposentadorias	0,3	0,5
De pensões oficiais	2,8	4,3
De outras pensões	0,6	1,1
De aluguel	2,2	1,8
De doação	0,6	0,7
De outras transferências, juros e outros rendimentos	0,9	1,8
De todas as fontes	100	100

Fonte: IBGE, Pnads 1995 e 2005 – Microdados.

Entre 1995 e 2005, a parcela da renda do trabalho caiu de 82,2% para 75,9%. Em contrapartida, os rendimentos de aposentadorias oficiais subiram de 10,7% para 13,8%, e os de pensões oficiais de 2,8% para 4,3%. Tal fato resultou, por um lado, do processo de envelhecimento populacional e, por outro, da ampliação da seguridade social no País.

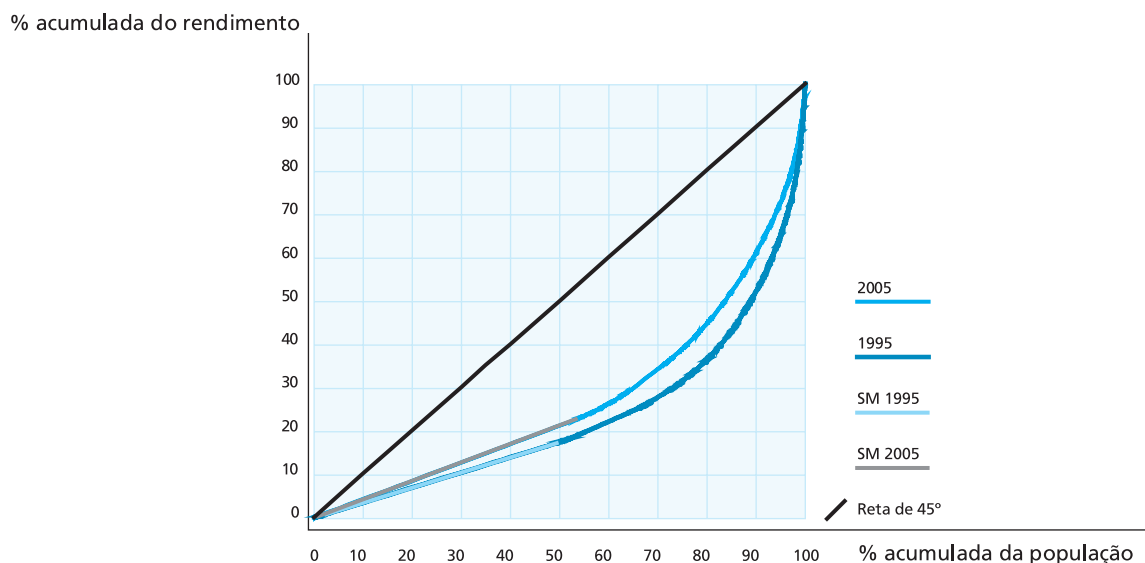
O crescimento do SM no período teve fortes repercussões sobre os rendimentos de pensões e aposentadorias. Na medida em que o SM representa o piso oficial desse tipo de rendimento, seu crescimento, acima do aumento das pensões e aposentadorias em geral, fez que o piso acabasse se transformando no valor pago à maior parcela dos aposentados e pensionistas do INSS (57,5% e 59,8%, respectivamente, em 2005).

O índice de Gini dos rendimentos de pensões e de aposentadorias oficiais caiu fortemente no período como resultado da elevação do SM, passando, então, de 0,541 para 0,457. A mudança na curva de

Lorenz (gráfico 5) deixa clara a importância do SM na distribuição de rendimentos de pensões e de aposentadorias.

## GRÁFICO 5

Curva de Lorenz para aposentadorias e pensões oficiais – 1995 e 2005



A parte inferior das curvas é representada por um segmento de reta, e o aumento do SM fez que a reta de 2005 ficasse acima daquela de 1995. Portanto, na medida em que representa o piso das pensões e aposentadorias oficiais, a elevação do SM teve, indiscutivelmente, forte repercussão sobre a melhoria da distribuição desse tipo de rendimento no período.

## 5 OUTROS TIPOS DE RENDIMENTOS E OS PROGRAMAS OFICIAIS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA

Infelizmente, a Pnad não separa os rendimentos associados a programas oficiais de transferência de rendimentos como o Vale-Gás, o Benefício de Prestação Continuada (BPC) e o Bolsa Família, os quais são captados na mesma rubrica juntamente com os juros, os dividendos e outros rendimentos financeiros. No caso do BPC, o SM possui um papel fundamental, uma vez que o valor do benefício é igual ao do próprio SM.

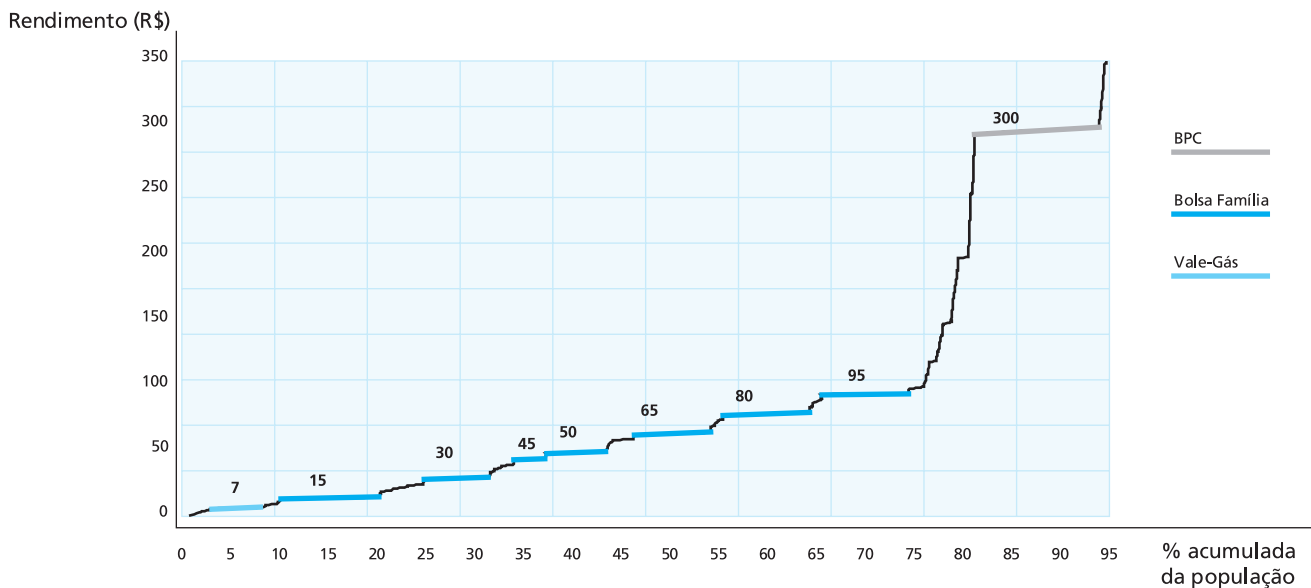
A importância desses programas pode ser deduzida com base no número de pessoas que declaram rendimentos nessa rubrica. Enquanto em 1995 apenas 2,8 milhões de pessoas informaram ter recebido algum rendimento desse tipo, em 2005 esse total subiu para 9,3 milhões. Nesse último ano, 1,2 milhão (12,4%) dos informantes dessa rubrica indicaram ter recebido exatamente o valor do SM.<sup>6</sup>

Uma forma de tentar identificar o tipo de rendimento recebido nessa ampla rubrica é mediante a verificação do valor indicado pelo informante. O gráfico 6 ilustra os dados coletados em 2005.

Os valores destacados no gráfico representam possíveis receptores do Vale-Gás (R\$ 7,00), do Bolsa Família (R\$ 15,00, R\$ 30,00, R\$ 45,00, R\$ 50,00, R\$ 65,00, R\$ 70,00 e R\$ 95,00), e do BPC (R\$ 300,00) em 2005. Conforme pode ser verificado, a grande maioria (69%) das pessoas que informou ter recebido algum tipo desses rendimentos indicou valores que poderiam estar associados aos três programas.

## GRÁFICO 6

Outras transferências, juros e outros rendimentos – 2005



Fonte: Pnad 2005 – Microdados.

Nota: <sup>1</sup> Segundo a Pnad, 95% das pessoas que declaram receber transferências, juros e outros rendimentos, em 2005, informaram ter recebido até o valor de R\$ 350,00.

<sup>6</sup> O total de beneficiários do BPC é cerca do dobro das pessoas que, segundo a Pnad, informaram ter recebido um SM, o que sugere o fato de uma parcela dos receptores do BPC ter informado esse tipo de rendimento em outras rubricas da Pnad.

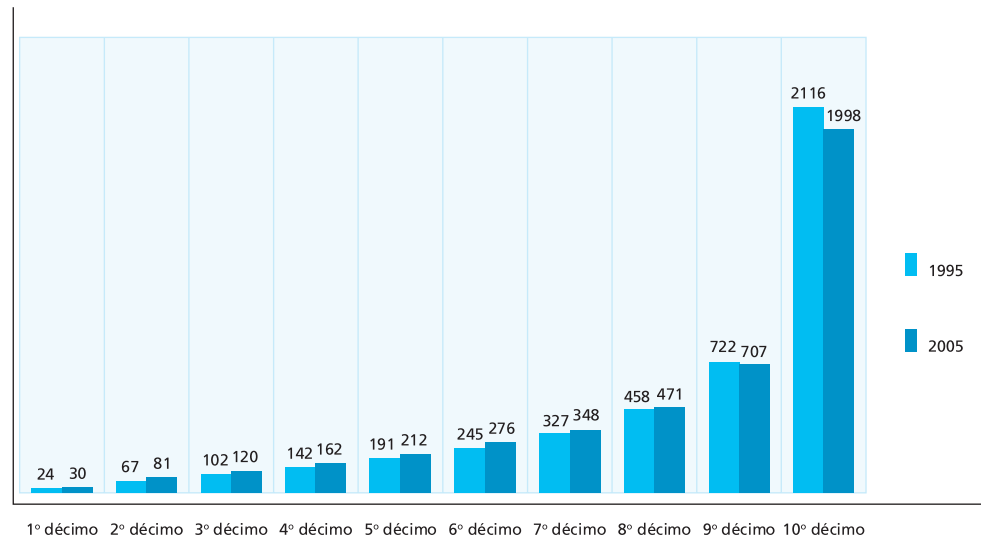
## 6 SALÁRIO MÍNIMO E RENDA FAMILIAR *PER CAPITA*

A melhor variável para verificar a distribuição de renda do ponto de vista do bem-estar da população é a renda familiar *per capita*. Portanto, para avaliar o potencial do SM na melhoria da distribuição de renda o desejável seria verificar onde se inserem as pessoas que recebem um SM segundo sua posição na distribuição da renda familiar *per capita*.

A redução na desigualdade da renda familiar *per capita* entre 1995 e 2005 foi relativamente alta, com a queda do índice de Gini de 0,599 para 0,564. O gráfico 7 ilustra a situação. Cabe notar que os oito décimos inferiores da distribuição da renda familiar *per capita* tiveram aumentos no período, enquanto os dois décimos superiores sofreram quedas. De sua parte, o crescimento percentual dos vários décimos decresce à medida que se caminha dos décimos inferiores para os superiores, o que significa uma inequívoca melhoria na distribuição da renda familiar *per capita*. Apesar do avanço observado, a desigualdade na distribuição dos rendimentos familiares *per capita* permaneceu bastante elevada se comparada à do padrão internacional.

### GRÁFICO 7

Rendimento familiar *per capita* médio mensal real por décimos da distribuição – 1995 e 2005



Fonte: IBGE, Phads 1995 e 2005.

Notas: <sup>1</sup> Valores em R\$ de setembro de 2005.

<sup>2</sup> Exclui o rendimento dos pensionistas, dos empregados domésticos e dos parentes dos empregados domésticos.

Conforme pode ser observado, o rendimento familiar *per capita* do décimo superior era 66 vezes maior que o encontrado, em 2005, no primeiro décimo (e 88 vezes maior em 1995). Por sua vez, o rendimento familiar *per capita* do último ano, correspondente a  $\frac{1}{4}$  do SM, verificava-se no segundo décimo e, o de  $\frac{1}{2}$  SM, entre o terceiro e o quarto décimos, enquanto o de 1 SM se encontrava entre o sexto e o sétimo décimos da distribuição de rendimentos. O rendimento familiar *per capita* médio era, em 2005, de R\$ 440,00, significando, assim, que os sete primeiros décimos estavam abaixo do valor médio.

A localização das pessoas com *rendimentos do trabalho* iguais a um SM na distribuição do rendimento familiar *per capita* mostra resultados bastante interessantes, e, até certo ponto, surpreendentes (ver gráfico 8).

Em primeiro lugar, praticamente não há quem receba o SM no primeiro décimo da distribuição do rendimento familiar *per capita*. Em outras palavras: tais famílias são tão pobres que nem sequer têm acesso a trabalhos que as remunerem em um SM. Se o tivessem, provavelmente subiriam para os próximos décimos.

A maior concentração de pessoas que recebem um SM de rendimento do trabalho ocorre do terceiro ao sétimo décimo da distribuição do rendimento *per capita*, ou seja, está abaixo do rendimento familiar *per capita* médio.

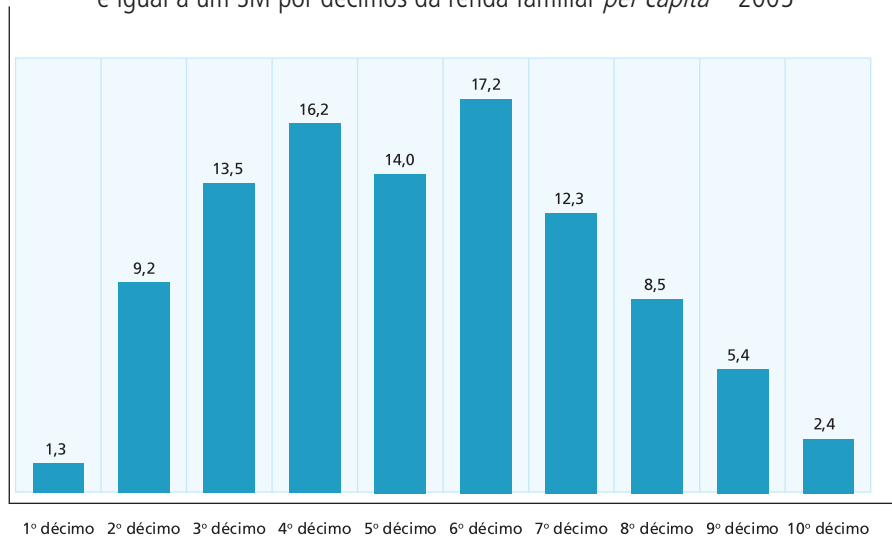
Há muitas pessoas recebendo o SM mesmo nos décimos superiores – 16,3% nos três superiores, e 2,4% no último, isto é, naquele de maiores rendimentos familiares *per capita*.

Portanto, embora a maior parte das pessoas que recebe o SM como rendimento do trabalho esteja enquadrada nos décimos médios e inferiores da distribuição do rendimento familiar *per capita*, há transbordamento para os décimos superiores e, ao mesmo tempo, o SM praticamente não atinge o décimo inferior de rendimentos.

A situação é semelhante quando se considera a distribuição de *pensões* e de *aposentadorias* cujo valor é igual ao SM, ocorrendo, nesse caso, um deslocamento da curva para os níveis um pouco mais altos de rendimento familiar *per capita* (ver gráfico 9). A maior concentração é obtida no sexto décimo (renda familiar *per capita* próxima a um SM) no qual se encontram quase 30% dos aposentados e dos pensionistas que recebem o SM.

## GRÁFICO 8

Distribuição percentual das pessoas com rendimento do trabalho cujo valor é igual a um SM por décimos da renda familiar *per capita* – 2005



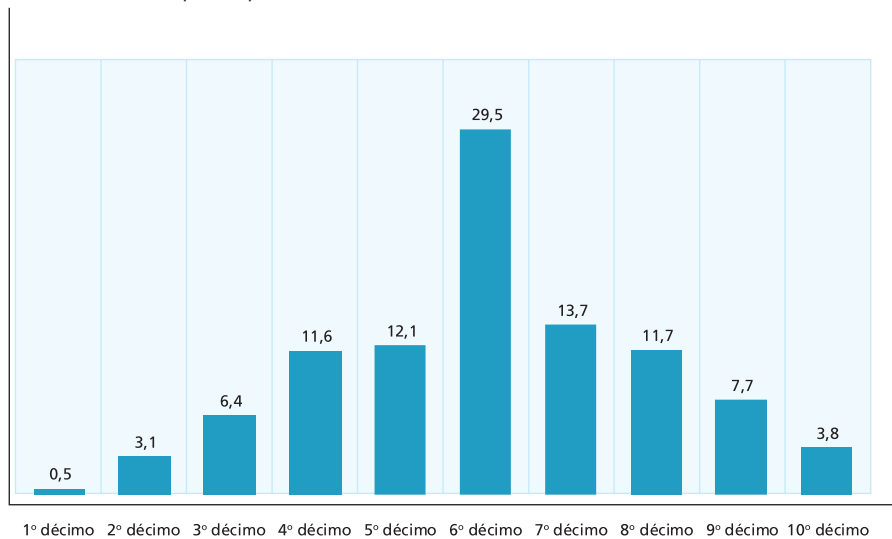
1º décimo 2º décimo 3º décimo 4º décimo 5º décimo 6º décimo 7º décimo 8º décimo 9º décimo 10º décimo

Fonte: IBGE, Pnad 2005 – Microdados.

Nota: <sup>1</sup> Exclui o rendimento dos pensionistas, dos empregados domésticos e dos parentes dos empregados domésticos.

## GRÁFICO 9

Distribuição percentual das pessoas com rendimento de aposentadorias e de pensões oficiais cujo valor é igual a um SM por décimos da renda familiar *per capita* – 2005



1º décimo 2º décimo 3º décimo 4º décimo 5º décimo 6º décimo 7º décimo 8º décimo 9º décimo 10º décimo

Fonte: IBGE, Pnad 2005 – Microdados.

Nota: <sup>1</sup> Exclui o rendimento dos pensionistas, dos empregados domésticos e dos parentes dos empregados domésticos.



Verifica-se, mais uma vez, que nas famílias mais pobres (até o segundo décimo) é relativamente raro encontrar pensões e aposentadorias iguais ao SM. Conforme esperado, reduz-se o percentual de receptores de pensões e de aposentadorias oficiais iguais ao piso de um SM à medida que as famílias com maiores níveis de rendimento são consideradas. Entretanto, mesmo nos três décimos superiores, em que os rendimentos são superiores à média de R\$ 440,00 se encontram 23,2% daqueles que recebem pensões e aposentadorias cujo valor é igual a um SM, dos quais 3,8% se enquadram no último décimo.

Como a maior parte das pessoas com piso de um SM como rendimento do trabalho, de pensões ou de aposentadorias, localiza-se nos sete décimos inferiores à média dos rendimentos familiares *per capita*, a elevação do SM tende a beneficiá-las, o que favorece a melhoria da distribuição da renda. Para aprofundar essa discussão, são apresentadas, na próxima seção, algumas simulações que buscam dimensionar a possível melhoria na distribuição de rendimentos.

## 7 RESULTADO DE SIMULAÇÕES

Para verificar o possível efeito, em curto prazo, do aumento do SM sobre a distribuição de renda, são desenvolvidas nesta seção algumas simulações, as quais devem ser entendidas como uma primeira tentativa de análise a ser futuramente aprofundada com simulações mais elaboradas.

O efeito do aumento do SM sobre o mercado de trabalho tem sido analisado por diferentes autores. Ulyssea e Foguel (2006) fazem uma breve revisão das metodologias adotadas para esse fim, e mostram como tais metodologias são relativamente insatisfatórias dada a sua dificuldade de isolar os efeitos exclusivos do SM. Há entre os especialistas, apesar disso, praticamente um consenso de que o crescimento do SM tem, como efeito, melhorar a distribuição dos salários.

Trabalhos recentes, como o de Fajnzylber (2001), o de Soares (2002) e o de Lemos (2005), confirmam os efeitos redistributivos do SM sobre a estrutura salarial nos setores formal e informal, obtendo-se elasticidades mais altas para os menores níveis de rendimento do trabalho. Tais estudos utilizam dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), permitindo o uso de painéis de indivíduos e, em alguns casos, de grupos de controle, para separar o efeito do SM sobre a distribuição dos rendimentos do trabalho.

A seguir são realizados dois tipos de simulação: um sobre os *rendimentos do trabalho*, e o outro sobre os *rendimentos de pensões e aposentadorias oficiais*.<sup>7</sup>

A simulação dos efeitos do aumento do SM sobre a distribuição de rendimentos de pensões e de aposentadorias são mais confiáveis dado o seu piso ser o próprio valor do SM, de modo que ao aumentar o SM carrega consigo todas as pensões e as aposentadorias entre o antigo e o novo valor.

No caso da simulação dos efeitos sobre o mercado de trabalho a situação é bem mais complexa, tendo-se em vista os efeitos indiretos sobre o nível de emprego. Entretanto, tais efeitos não estão sendo considerados nas simulações, de modo que, ao ser reajustado, o SM estaria aumentando todos os *salários* entre o velho e o novo nível do SM.

Para a obtenção dos resultados das simulações, parte-se da situação levantada pela Pnad em 2005 e compara-se a distribuição de renda original com a obtida com o aumento (de 10% a 50%) do valor do SM, supondo-se que todos os valores dos rendimentos – dos empregados (com ou sem carteira), de pensões e de aposentadorias oficiais – entre o antigo e o novo valor do SM sejam reajustados para o novo valor.<sup>8</sup>

Conforme esperado, a tabela 4 confirma que o aumento do SM tende a melhorar a distribuição dos rendimentos do trabalho, das pensões e das aposentadorias oficiais.

No primeiro caso, a redução é relativamente pequena. O índice de Gini cai, em 2005, de 0,544 para 0,540 com aumento de 10% no SM, e 0,519 com aumento de 50% para o SM. Noutras palavras: para um aumento de 50% no SM haveria uma queda inferior a 5% no índice de Gini.

No segundo caso, a redução é bem maior. Um aumento de 50% no SM reduziria o índice de Gini da distribuição de rendimentos de pensões e de aposentadorias em cerca de 20%.<sup>9</sup> Cabe também mencionar que o índice de Gini das pensões e das aposentadorias oficiais é bem menor que o dos rendimentos do trabalho.

<sup>7</sup> Dado tais rendimentos não serem levantados isoladamente pela Pnad, no caso do BPC não foram realizadas simulações.

<sup>8</sup> No caso dos rendimentos do trabalho não foram considerados os efeitos do SM sobre o rendimento dos trabalhadores por conta própria. A inclusão dos empregados sem carteira contribui para aumentar o efeito do SM, ao passo que a exclusão dos por conta própria surte o efeito inverso. Cabe notar que, de certa forma, a simulação utilizada é coerente com os resultados encontrados na seção 3, na qual se verificou que parcela importante dos trabalhadores não consegue acompanhar a elevação do SM. Em nosso caso, além dos assalariados em geral ficariam também para trás todos os trabalhadores por conta própria, abaixo do velho SM ou acima do novo SM.

<sup>9</sup> Tal resultado poderia ser utilizado para fortalecer um dos lados da atual polêmica entre defensores e não defensores da vinculação do SM ao piso previdenciário. Para uma posição favorável à desvinculação, ver, por exemplo, Neri e Giambiagi (2000). Para uma defesa da manutenção da vinculação ver, por exemplo, Lavinias (2005).

## TABELA 4

Simulações de aumentos percentuais do SM – índices de Gini para rendimento do trabalho e de aposentadorias e de pensões oficiais – 2005

Tipo de rendimento	2005	10%	20%	30%	40%	50%
Do trabalho	0,544	0,540	0,536	0,531	0,525	0,519
De aposentadorias e pensões oficiais	0,457	0,437	0,418	0,399	0,381	0,364

Fonte: Elaboração do autor, a partir de microdados da Pnad 2005.

Nota: <sup>1</sup> Pessoas sem rendimento e sem declaração não foram consideradas.

Considerando-se, finalmente, o resultado das simulações sobre a distribuição dos *rendimentos familiares per capita*, nota-se que em ambos os casos analisados (rendimentos do trabalho e de pensões/aposentadorias oficiais) haveria redução das desigualdades no rendimento familiar *per capita*.

Em se tratando dos rendimentos do trabalho, um crescimento de 50% no SM resultaria numa redução, de 0,564 para 0,552, do índice de Gini do rendimento familiar *per capita*. No caso das pensões e das aposentadorias oficiais, tal redução seria de 0,564 para 0,556. O efeito simultâneo das duas fontes de rendimento reduziria o índice de Gini para 0,543. Portanto, um aumento de 50% no SM produziria um efeito combinado capaz de reduzir o índice de Gini em menos de 4%.<sup>10</sup>

## TABELA 5

Simulações para aumentos do SM – índices de Gini da renda familiar *per capita* segundo as modificações em cada rendimento – 2005

Modificações	2005	Aumento de 10%	Aumento de 20%	Aumento de 30%	Aumento de 40%	Aumento de 50%
Todos os rendimentos	0,564	0,560	0,556	0,552	0,547	0,543
Somente rendimento do trabalho	0,564	0,562	0,560	0,558	0,555	0,552
Somente aposentadorias e pensões	0,564	0,563	0,561	0,559	0,558	0,556

Fonte: Elaboração do autor, a partir dos microdados da Pnad 2005.

Notas: <sup>1</sup> Pessoas com rendimento familiar *per capita* nulo e sem declaração não foram consideradas.

<sup>2</sup> Exclusive o rendimento dos pensionistas, dos empregados domésticos, e dos parentes dos empregados domésticos.

## 8 CONCLUSÕES

Motivou este artigo a constatação de um movimento simultâneo de melhoria do SM e da distribuição de renda no Brasil da última década. Daí o interesse em analisar até que ponto haveria ou uma simples correlação, ou uma possível relação de causalidade entre tais fatores.

<sup>10</sup> Apesar das hipóteses simplificadoras utilizadas em nossas simulações, é interessante notar que ao utilizá-las (com 10% de aumento do SM) a partir dos dados da Pnad de 2004 encontramos, para 2005, praticamente o mesmo resultado obtido pela Pnad para o índice de Gini do rendimento familiar *per capita* (0,564). Cabe notar que o crescimento real do SM entre 2004 e 2005 foi cerca de 10%.

A análise dos dados da Pnad mostra haver pessoas recebendo um SM nos mais diversos níveis de rendimento familiar *per capita*. Entretanto, tais pessoas concentram-se, majoritariamente, abaixo dos níveis médios de rendimento.

Ainda que se reconheça o transbordamento parcial do SM para pessoas enquadradas nos níveis de rendimento familiar *per capita* mais elevados, o fato de a grande maioria dos receptores do SM se inserir em níveis de renda relativamente baixos é favorável à defesa da tese de que o SM pode ser utilizado para a melhoria da distribuição de renda.

Apesar da simplicidade das simulações realizadas na seção anterior, os resultados obtidos coincidem com os de outros autores, os quais também entendem que o aumento do SM tende a melhorar a distribuição de rendimentos do trabalho. Procurou-se dimensionar aqui, numa primeira aproximação, seu efeito sobre o índice de Gini.

Conforme esperado, confirmou-se o efeito francamente favorável do aumento do SM sobre a distribuição dos rendimentos de pensões e de aposentadorias.

Pelas simulações foi possível estimar os possíveis efeitos da elevação do SM sobre a melhoria da distribuição do rendimento familiar *per capita*. Embora a redução da desigualdade seja relativamente pequena se comparada ao aumento do SM, o movimento de melhoria da distribuição da renda familiar *per capita* parece inequívoco.

Contudo, é preciso reconhecer, por fim, que o fato de, diretamente, o SM atingir pouco as famílias mais pobres significa que sua capacidade para a redução da pobreza absoluta é limitada, e, portanto, não nos é possível prescindir de programas de transferência direta de renda em curto prazo para a redução dos bolsões de pobreza no País.

## 9 REFERÊNCIAS

- BACHA, E.; MATA, M.; MODENESI, R. **Encargos trabalhistas e absorção de mão-de-obra**: uma interpretação do problema e seu debate. Rio de Janeiro: Ipea, 1972. (Coleção Relatórios de Pesquisa, n. 12).
- BACHA, E.; TAYLOR, L. Brazilian income distribution in the 60's: facts, model results and the controversy. **Journal of Development Studies**, v. 14, n. 3, 1978.
- BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. (Orgs.). **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas: Unicamp, 2005.
- BARROS, R.; CORSEUIL, C.; CURY, S. Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 30, n. 2, 2000.
- CORSEUIL, C.; SERVO, L. **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil**: uma resenha da literatura. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 880).
- FAJNZYLBBER, P. **Minimum wage effects through the wage distribution**: evidence from Brazil's formal and informal sectors. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2001. (Texto para Discussão, n. 151).
- FOGUEL, M.; RAMOS, L.; CARNEIRO, F. **The impact of minimum wage on the labor market, poverty and fiscal budget in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 839).
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível também em versão eletrônica: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em nov. 2006.
- IPEADATA. Desenvolvido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2000. Apresenta base de dados macroeconômicos, financeiros e regionais do Brasil, a qual é mantida pelo Ipea. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em nov. 2006.
- LAVINAS, L. Salário mínimo, linha de pobreza e benefícios assistenciais: desvincular é preciso? In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas: Unicamp, 2005.
- LEMOS, S. **Minimum wage effects on wages, employment and prices**: implications for poverty alleviation in Brazil. University of Leicester, 2005. (Working Paper, 05/15).
- MACEDO, R. B.; GARCIA, M. E. Salário mínimo e taxa de salário no Brasil: comentário. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 3, n. 10, 1980.

NERI, M.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. Salário mínimo, efeito farol e pobreza, **Revista de Economia Política**, v. 21, n. 2, 2001.

NERI, M.; GIAMBIAGI, F. Previdência Social e salário mínimo: o que se pode fazer respeitando a restrição orçamentária? **Revista do BNDES**, v. 7, n. 13, 2000.

RAMOS, L.; REIS, J. Salário mínimo, distribuição de renda e pobreza no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 25, n. 1, 1995.

SABOIA, J. **Salário mínimo: a experiência brasileira**. Porto Alegre: L&PM, 1985.

SOARES, S. **O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 873).

SOUZA, P.; BALTAR, P. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 9, n. 3, 1979.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. **Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.168).



# CAPÍTULO 33

## O Salário Mínimo e a Queda Recente da Desigualdade no Brasil

Sergio Firpo\*

Maurício Cortez Reis\*

### 1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste capítulo é analisar o papel do aumento do salário mínimo na redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho principal de 2001 a 2005. Variações no salário mínimo devem influenciar as pessoas na cauda inferior da distribuição de rendimentos, embora não exatamente os pobres, já que uma proporção relativamente elevada de trabalhadores recebe rendimentos inferiores a um salário mínimo. Ao afetar os rendimentos desses indivíduos, que, em 2001, encontravam-se entre o 19º e o 28º percentil da distribuição de rendimentos, aumentos do salário mínimo devem provocar uma redução na desigualdade.

Várias evidências indicam que aumentos do salário mínimo produzem um impacto importante sobre a queda da desigualdade. Resultados nessa direção são obtidos por Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) e Card e Krueger (1995) para os Estados Unidos, assim como por Machin e Manning (1994) para o Reino Unido. Evidências semelhantes são obtidas para o Brasil. Fajnzylber (2003) mostra que mudanças no salário mínimo estão relacionadas a alterações na distribuição dos rendimentos, tanto no setor formal quanto no informal. Rodrigues e Menezes-Filho (2006) também mostram evidências de que, no Brasil, o comportamento da desigualdade de rendimentos nas décadas de 1980 e de 1990 foi influenciado pelo salário mínimo.

Evidências internacionais (ver Carde; Krueger, 1995) mostram que aumentos no salário mínimo não produzem impactos adversos sobre o emprego. Resultados estimados para o Brasil, por Lemos

\* Sergio Firpo é professor da Pontifícia Universidade do Rio de Janeiro (PUC-RJ), e Maurício Cortez Reis é pesquisador do Ipea.



(2006), são consistentes com as evidências internacionais. Neumark; Cunningham (2006), por sua vez, usando dados da Pesquisa Mensal de Emprego (SIGA), obtiveram resultados que indicavam uma redução do emprego provocada por aumentos do salário mínimo.

No Brasil, o período de 2001 a 2005 foi marcado por um aumento significativo no valor do salário mínimo. Nesse período, o salário mínimo nominal passou de R\$ 180,00, em 2001, para R\$ 300,00, em 2005. Esse aumento foi superior ao da taxa de inflação, e implicou uma elevação do salário mínimo real em cerca de 16%. De 2001 até 2005, o rendimento médio do trabalho principal apresentou uma tendência decrescente. Com isso, houve um acentuado aumento na razão entre o salário mínimo e o salário médio (de 0,23 para 0,39). Espera-se, portanto, que o aumento no salário mínimo tenha influenciado parte da redução da desigualdade de renda observada no período de 2001 a 2005.

Neste capítulo, a próxima seção apresenta uma análise descritiva da evolução do salário mínimo entre 2001 e 2005, e sua relação com o comportamento da desigualdade. A seção 3 enfoca a metodologia usada para avaliar a contribuição do salário mínimo na queda recente da desigualdade. Na seção 4, são mostrados e comentados os resultados estimados e, na seção 5, são expostas as conclusões do estudo.

## 2 ANÁLISE DESCRITIVA

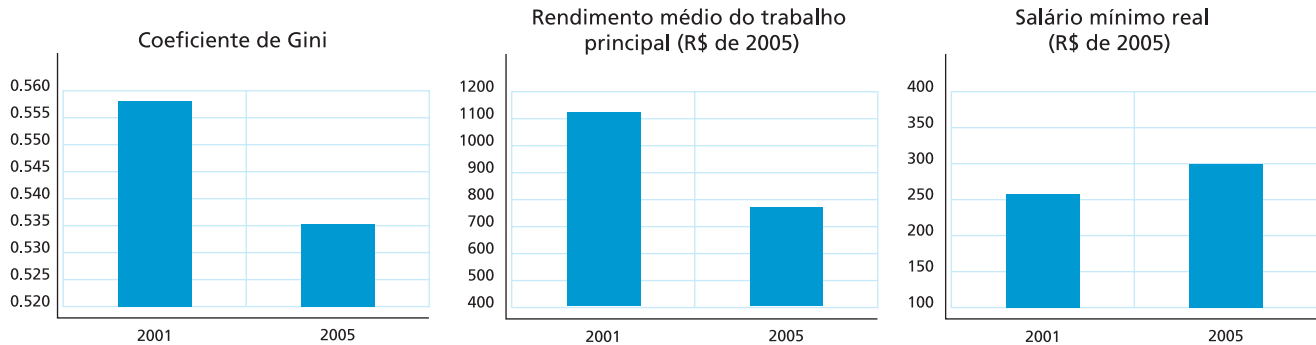
Esta seção descreve o comportamento da desigualdade, medida pelo coeficiente de Gini, nos rendimentos do trabalho, assim como do salário mínimo real e da média dos rendimentos para o total de trabalhadores em 2001 e em 2005. Os valores para essas variáveis, nesses dois anos, são mostrados no gráfico 1.

Entre 2001 e 2005, o salário mínimo real aumentou em 16%, enquanto o rendimento médio do trabalho principal caiu, considerando-se o total de ocupados, de R\$ 784,00 para R\$ 770,00 em termos nominais, o que corresponde a uma queda de 1,8%, e representa uma redução de 31% em termos reais. Com isso, a razão entre o salário mínimo e o rendimento médio, que era de 0,23, em 2001, aumentou para 0,39, em 2005.

Como ilustra o gráfico 1, o aumento no salário mínimo entre 2001 e 2005 esteve associado a uma redução na desigualdade dos rendimentos do trabalho, a qual, medida pelo coeficiente de Gini, registrou

uma queda de 0,558 para 0,535. Portanto, o comportamento dessas variáveis está de acordo com as evidências apresentadas na literatura, segundo as quais o salário mínimo e a desigualdade são negativamente correlacionados.

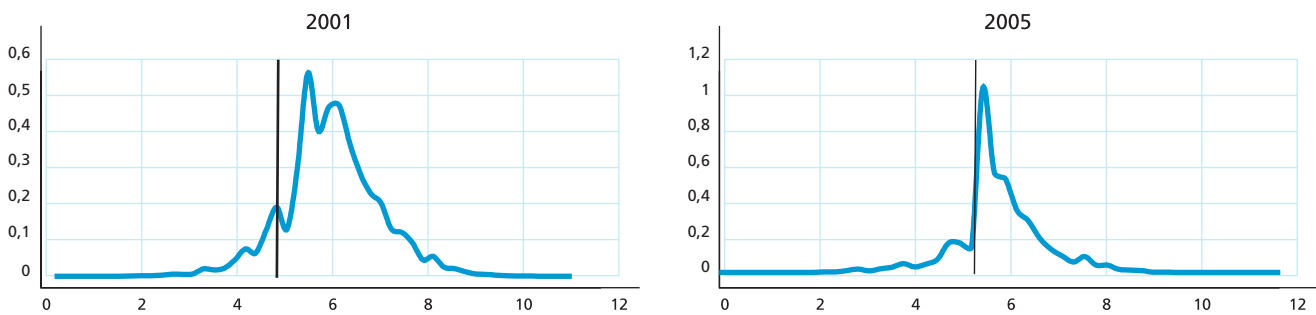
**GRÁFICO 1**  
Desigualdade, rendimentos do trabalho e salário mínimo – 2001 e 2005



Fonte: Pnad.

O gráfico 2 mostra a densidade do logaritmo dos rendimentos do trabalho em 2001 e em 2005. Pode-se observar uma grande concentração de trabalhadores recebendo, em 2001, exatamente um salário mínimo. Evidências semelhantes são documentadas em outros artigos – ver, por exemplo, Lemos (2006).

**GRÁFICO 2**  
Densidades do log dos rendimentos do trabalho – 2001 e 2005



Fonte: Pnad.

### 3 DADOS

Na análise empírica, são usados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para 2001 e 2005. São incluídos na amostra todos os indivíduos ocupados e com rendimentos do trabalho positivos na semana de referência da pesquisa. Dessa forma, são obtidas informações sobre cerca de 125 mil indivíduos em cada um dos anos.

Neste capítulo, concentramo-nos nos rendimentos do trabalho principal. Outras variáveis fornecidas pela Pnad, para cada indivíduo, e utilizadas na análise empírica, são as seguintes: idade, nível de escolaridade, região de residência, gênero, raça, posição na família, posição na ocupação, setor de atividade, tamanho e localização (se em área urbana ou em área rural) do município em que a pessoa reside. Aqui, chamaremos o conjunto dessas variáveis de “covariadas” ou “observáveis”, ou simplesmente de  $X$ .

As informações sobre o salário mínimo são fornecidas pelo Ministério do Trabalho brasileiro. Os valores reais do salário mínimo e dos rendimentos do trabalho são calculados a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). Os valores reais dessas variáveis são referentes a setembro de 2005.

### 4 METODOLOGIA

A fim de se isolar o efeito de mudanças do salário mínimo sobre a desigualdade salarial, indicamos o salário do trabalhador por  $i$ , no período  $t$ ,  $Y_{it}$ , como uma mistura do salário competitivo,  $Y_{it}(C)$ , e do salário estipulado pelo salário mínimo,  $Y_{it}(M)$ , o qual, em algumas relações de trabalho, pode ser não apenas o mínimo exato, mas sim múltiplos do salário mínimo:

$$Y_{it} = I_{it} * Y_{it}(M) + (1 - I_{it}) * Y_{it}(C)$$

em que  $I_{it}$  é uma variável binária. Se o trabalhador  $i$  recebe, no período  $t$ , salário mínimo (ou múltiplos),  $I_{it}$  assume valor 1; caso contrário, assume valor 0.

Observa-se um vetor de variáveis  $X_{it}$  com características individuais do trabalhador e do seu posto de trabalho. Pode-se escrever, sem perda de generalidade, a equação de decisão do trabalhador de aceitar um salário indexado ao mínimo como:

$$I_{it} = 1 \{g(X_{it}, \epsilon_{it}) > 0\}$$

em que  $1\{\cdot\}$  é a função indicador;  $g(\cdot, \cdot)$  é uma função benefício individual, potencialmente desconhecida, e de características observáveis ( $X_{it}$ ) e não observáveis ( $\epsilon_{it}$ ) que, quando assume valores acima de um limite (normalizado aqui para zero), leva o trabalhador a aceitar um posto no setor regulado pelo salário mínimo. No que se segue, supõe-se um caso particular em que a função  $g(\cdot, \cdot)$  é linearmente separável, e  $\epsilon_{it}$  é independente de  $X_{it}$  e distribuído como uma logística. Ou, resumidamente, supomos que valha um modelo *logit* para a decisão de adesão ao setor regulado pelo mínimo.

Uma medida de desigualdade  $\nu_t$  da distribuição  $F_{Y_t}$ , segundo a qual  $Y_{it}$  é distribuída para todo  $i$ , pode ser escrita como um funcional dessa distribuição, isto é,

$$\nu_t = \nu(F_{Y_t})$$

e se impusermos a hipótese de que a auto-seleção ao setor regulado pelo mínimo é essencialmente determinada por  $X_{it}$ , ou seja,  $\epsilon_{it}$  é independente de  $Y_{it}$  (M) e  $Y_{it}$  (C) dado  $X_{it}$ , então podemos aplicar o resultado derivado por Firpo (2006) para o efeito do tratamento medido por indicadores de desigualdade, no qual se mostra que

$$\nu(F_{Y_t(C)}) = \nu(F_{Y_t}^*)$$

em que

$$F_{Y_t}^*(y) = ((1 - I_{it}) / (1 - \Pr[I_{it} = 1 | X_{it}])) * 1\{Y_{it} < y\}$$

Ou, dito de outra forma, a distribuição de salários, caso todos eles fossem competitivos, isto é, não regulados pelo mínimo, seria recuperável a partir das variáveis observáveis ( $I_{it}$ ,  $X_{it}$ ,  $Y_{it}$ ). Assim, a contribuição do mínimo sobre o Gini ( $\nu^G$ ) da distribuição de rendimentos em 2005 pode ser escrita como  $\nu^G(F_{Y_{2005}}) - \nu^G(F_{Y_{2005}(C)})$ . Dessa forma, pode-se escrever o impacto do mínimo sobre a evolução da desigualdade (medida por  $\nu$ ) como o primeiro termo da soma, a qual descreve a variação total de desigualdade entre 2001 e 2005:

$$\begin{aligned} \nu(F_{Y_{2005}}) - \nu(F_{Y_{2001}}) &= (\nu(F_{Y_{2005}}) - \nu(F_{Y_{2005}(C)})) \\ &\quad - (\nu(F_{Y_{2001}}) - \nu(F_{Y_{2001}(C)})) + (\nu(F_{Y_{2005}(C)}) - \nu(F_{Y_{2001}(C)})), \end{aligned}$$

enquanto o segundo termo da soma captura o efeito da evolução dos salários competitivos sobre a evolução da desigualdade salarial no Brasil entre 2001 e 2005.

## 5 RESULTADOS

Nesta seção, são mostrados os resultados estimados, usando-se a metodologia descrita na seção anterior. Com base em dados das Pnads 2001 e 2005, calcula-se o impacto do salário mínimo sobre a mudança na distribuição dos rendimentos do trabalho entre esses dois anos.

A tabela 1 apresenta os resultados estimados para o efeito do salário mínimo sobre a distribuição dos rendimentos com três medidas de desigualdade: o coeficiente de Gini e os índices de Theil e de Theil-L.

**TABELA 1**  
Resultados da decomposição

	Desigualdade observada		Desigualdade contrafactual sem o salário mínimo		Variação observada	Contribuição do salário mínimo para a variação mínima observada
	2001	2005	2001	2005		
Gini	0,558	0,535	0,556	0,541	-0,023	0,361
Theil	0,644	0,603	0,633	0,605	-0,040	0,299
Theil-L	0,573	0,530	0,582	0,565	-0,043	0,601

Fonte: Estimativas feitas a partir dos dados da Pnad.

As duas primeiras colunas da tabela indicam uma queda da desigualdade para as três medidas. O coeficiente de Gini diminuiu de 0,558 para 0,535, o que representa uma redução de 4%. De acordo com o índice Theil e o Theil-L, a queda da desigualdade foi maior em termos percentuais.

As colunas seguintes mostram as medidas de desigualdade para distribuições contrafactuais de rendimentos, supondo-se a ausência de salário mínimo. A partir desses valores, e da desigualdade observada em cada um dos anos, é calculado o efeito do salário mínimo para a queda da desigualdade. Em cada ano, a contribuição do salário mínimo para a desigualdade é dada pela diferença entre a desigualdade observada e a desigualdade contrafactual sem o salário mínimo. A diferença entre as contribuições em 2005 e 2001 fornece o impacto do salário mínimo para a redução da desigualdade entre esses dois anos.

De acordo com os resultados estimados para o coeficiente de Gini, o aumento do salário mínimo teria contribuído com 36% da redução na desigualdade dos rendimentos do trabalho entre 2001 e 2005. Pelo índice Theil, a contribuição do salário mínimo corresponderia a 30% da variação total, enquanto, pelo índice Theil-L, essa contribuição teria sido de 60%.

## 6 CONCLUSÕES

No Brasil, a queda na desigualdade salarial entre 2001 e 2005 pode ser explicada em boa medida pelo aumento, no mesmo período, do salário mínimo bem acima do valor da inflação e dos demais salários competitivos. Nossas estimativas revelam que, dependendo da medida de desigualdade utilizada, de 30% a 60% da queda na desigualdade pode ser atribuída ao aumento do mínimo. Tal resultado não chega a ser surpresa quando comparado com o padrão de comportamento da variação na desigualdade e do aumento do salário mínimo ao longo do tempo. Firpo e Reis (2006) mostram que, pelo menos desde o início da década de 1990, aumentos do mínimo superiores aos da inflação acarretaram diminuição da desigualdade salarial, enquanto quedas reais no valor do mínimo foram acompanhadas por um aumento na dispersão de salários.

Há que se questionar, no entanto, até que ponto variações no valor do mínimo servem como instrumento eficaz no combate à redução da pobreza ou da desigualdade. Em um ambiente macroeconômico de inflação controlada, o salário mínimo tende a perder importância como elemento indexador na economia. Elevações no valor do mínimo acima do que pode ser suportado pelas firmas devem ser acompanhadas por aumento no desemprego ou, em alguma medida, na informalidade. Nesse sentido, espera-se que, nos próximos anos, políticas de aumento do mínimo produzam efeitos cada vez menos relevantes no combate à desigualdade salarial no Brasil.

## 7 REFERÊNCIAS

CARD, D.; KRUEGER, A. **Myth and measurement: the new economics of the minimum wage**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1995.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, 64, p. 1.001-1.044, 1996.

FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors**. Belo Horizonte (MG), Brasil: Departamento de Economia (UFMG) e Cedeplar, 2003. Mimeo.

FIRPO, S. **Inequality treatment effects**, 2006. Mimeo.

FIRPO, S.; REIS, M. C. **Minimum wage effects on labor earnings inequality: some evidence from Brazil**, 2006. Mimeo.

LEMOS, S. **Minimum wage effects in a developing country**. England: University of Leicester, 2006. Mimeo.

MACHIN, S.; MANNING, A. The effects of the minimum wage on wage dispersion and employment: evidence from UK wages councils. **Industrial and Labor Relations Review**, 47, p. 319-329, 1994.

NEUMARK, D.; CUNNINGHAM, W.; SIGA, L. The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996-2001. **Journal of Development Economics** 80, p. 136-159, 2006.

RODRIGUES; MENEZES-FILHO. **Salário mínimo e desigualdade no Brasil, 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica**, 2006. Mimeo.

SOARES, S. **O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 873).

# CAPÍTULO 34

## A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de Redução da Pobreza e da Desigualdade

Ricardo Paes de Barros\*

### 1 INTRODUÇÃO

A documentação da recente queda na desigualdade no Brasil e a investigação de suas causas imediatas têm sido objeto de uma variedade de estudos,<sup>1</sup> os quais indicam que ela decorreu tanto de melhorias na distribuição dos rendimentos do trabalho como do aumento na cobertura e na generosidade das transferências públicas. Em particular, o aumento no piso previdenciário e a expansão no número de, receptores de benefícios sociais, como os do Programa Bolsa Família (PBF) e os referentes ao Benefício de Prestação Continuada (BPC), tiveram um papel muito importante.<sup>2</sup> No que se refere às transformações no mercado de trabalho, a elevação da remuneração dos trabalhadores com baixa escolaridade,<sup>3</sup> a redução nos diferenciais em remuneração entre capital e interior, e o declínio nos diferenciais intersetoriais, se mostraram fundamentais.<sup>4</sup>

Reconhecidamente, o salário mínimo (SM) determina o piso previdenciário e influencia particularmente a remuneração dos trabalhadores pouco qualificados, nos setores mais tradicionais e no interior. Assim, é natural imaginar que boa parte da maior generosidade das transferências governamentais, bem como das mudanças no mercado de trabalho, que tanto contribuíram para a redução na desigualdade, resultou do crescimento real de 16%<sup>5</sup> do SM entre 2001 e 2005. Alguns estudos estimam que tal aumento foi responsável por uma importante parcela da queda recente na desigualdade.<sup>6</sup>

\* O autor é coordenador de Avaliação de Políticas Públicas do Ipea.

<sup>1</sup> Sobre a documentação da queda na desigualdade, ver Hoffmann (2006a,b); Barros; Carvalho; Franco; Mendonça (2006a,b). Sobre a suas causas imediatas, ver Kakwani; Neri; Son (2006); Ferreira; Leite; Litchfield; Ulyseia (2006); capítulos 2, 11 e 12 do volume 1 deste livro.

<sup>2</sup> Sobre a importância das transferências governamentais para a recente queda na desigualdade, ver Soares (2006); Veras; Soares; Medeiros; Osório (2006); capítulo 1 do volume 1 deste livro; bem como capítulos 15 e 16 deste volume 2.

<sup>3</sup> Sobre a relação entre os diferenciais por nível de qualificação e a redução recente na desigualdade, ver capítulos 25, 26 e 27 deste volume.

<sup>4</sup> Sobre a relação entre a queda recente na desigualdade e a redução nos diferenciais intersetoriais e entre capital e interior, ver capítulos 28 e 30 deste volume.

<sup>5</sup> Este ganho refere-se à variação no seu valor real entre 1º de outubro de 2001 e 1º de outubro de 2005.

<sup>6</sup> No caso do impacto via transferências governamentais, ver Veras; Soares; Medeiros; Osório (2006). No caso da contribuição via mercado de trabalho, ver capítulo 33 deste volume.



Parece não haver dúvidas de que aumentos marginais no SM reduzem a pobreza e a desigualdade, e que isso ocorreu recentemente.<sup>7</sup> Entretanto, do ponto de vista da seleção de uma melhor política social não é suficiente reconhecer esses fatos. É necessário determinar se o SM é, entre os instrumentos disponíveis, o mais efetivo para executar essa tarefa.

Neste capítulo apresentamos uma ampla avaliação da efetividade do SM diante de uma de suas principais alternativas no combate à pobreza e à desigualdade: o Programa Bolsa Família (PBF).<sup>8</sup> Mais especificamente, contrastamos o impacto sobre a distribuição de renda de um aumento no SM com o que seria alcançado se os recursos necessários para financiá-lo fossem alocados a uma expansão dos benefícios do PBF. Alternativamente, fixamos um certo nível de impacto sobre a distribuição de renda e contrastamos o volume de recursos necessários para alcançar tal impacto via um aumento no SM e nos benefícios do PBF.

Esta não é a primeira vez que buscamos confrontar a efetividade desses dois instrumentos – ver Barros; Carvalho (2006a, b). A novidade deste capítulo, contudo, é a forma mais ampla com que buscamos realizar a mesma comparação. Em trabalhos anteriores, utilizando algumas medidas selecionadas de pobreza e de desigualdade, demonstramos que o PBF apresenta uma relação custo-efetividade mais favorável que o SM. Demonstrar a maior efetividade do PBF utilizando algumas medidas não implica, evidentemente, que ele seja o instrumento mais efetivo para todas. Os estudos anteriores não excluem a possibilidade de existirem medidas de desigualdade e pobreza que apontariam o SM como o mais efetivo. Neste capítulo, entretanto, demonstramos que, qualquer que seja a métrica utilizada, o PBF é sempre mais efetivo que o SM.

A metodologia baseia-se em simulações contrafactuais. Corresponde à tentativa de se realizar uma avaliação *ex ante* sobre o impacto de aumentos no SM, ou nos benefícios do PBF, sobre a distribuição de renda. Neste capítulo, a distribuição de renda sobre a qual esses impactos são estimados é aquela das pessoas segundo a renda domiciliar *per capita*. Todas as simulações realizadas tomaram como base as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005, e todos os valores monetários encontram-se expressos em reais referentes a 1º de outubro de 2005.

Por sua natureza contrafactual, a metodologia aqui usada tem a vantagem de permitir isolar perfeitamente os impactos do SM e do

<sup>7</sup> Entre os estudos sobre o impacto do salário mínimo sobre a distribuição de renda, vale consultar Drobny; Wells (1983), Ramos; Reis (1995), Barros; Corseuil; Foguel; Leite (2000; 2001), Neri (2000), Fajnzylber (2001), Soares (2002), Neumark; Cunningham; Siga (2004) e Lemos (2005).

<sup>8</sup> Em Barros; Carvalho (2006b), realizamos também uma comparação entre salário mínimo e salário-família.

PBF explicitamente considerados nas simulações. Sua desvantagem é considerar apenas alguns dos caminhos pelos quais o SM e o PBF influenciam a distribuição de renda. Estudos factuais – como os de Barros; Corseuil; Foguel; Leite (2001), Fajnzylber (2001); Neumark; Cunningham; Siga (2004) – possuem a vantagem de levar em consideração um número maior de caminhos de propagação dos efeitos do SM, mas enfrentam grande dificuldade para isolar o seu impacto do impacto de outras mudanças econômicas que ocorreram simultaneamente.

Nas seções 3 e 4, apresentamos os caminhos pelos quais o SM e o PBF podem influenciar a distribuição de renda, e explicitamos quais deles serão considerados nas simulações. Na seção 5, descrevemos as características da distribuição de renda sobre as quais vamos estimar o impacto de aumentos no SM e nos benefícios do PBF. Na seção 6, apresentamos a estratégia empírica empregada para comparar a relação custo-efetividade de aumentos no SM e nos benefícios do PBF. A seção 7 traz a análise dos resultados obtidos. Na mesma seção, demonstramos que o PBF é mais efetivo que o SM para reduzir a pobreza e a desigualdade, qualquer que seja a medida utilizada ou a linha de pobreza escolhida. A seção 8 discute uma série de características dos beneficiários do SM e do PBF, em particular suas posições ao longo da distribuição de renda. Esses resultados podem ajudar a compreender por que o PBF desponta como mais efetivo que o SM.

Antes, entretanto, de partirmos para a demonstração da baixa efetividade do SM, é importante refletir por que tanta atenção continua a ser dispensada a esse instrumento, mesmo na presença de outros muito mais efetivos do que ele para reduzir a pobreza e a desigualdade. Ao menos três explicações poderiam ser apresentadas. Em primeiro lugar, por vezes se argumenta que o SM não é apenas um instrumento de combate à pobreza e à desigualdade, mas, acima de tudo, um direito e uma forma de garantir maior justiça nas relações de trabalho. Na seção 2 deste capítulo, brevemente revemos o sentido e as limitações dessa argumentação, e também o desempenho do SM em outras funções que a ele são comumente atribuídas.

Uma segunda razão para o SM receber tanto destaque vem do reconhecimento de ele poder ser o instrumento mais efetivo para o alcance de outros tipos de mudanças na distribuição de renda, como, por exemplo, redução da polarização ou elevação da renda apropriada pela classe média ou daquela apropriada pela parte central da distribuição. Neste capítulo, contrastamos também a efetividade do SM com

a do PBF quando esses são os objetivos. A metodologia utilizada é a mesma descrita nas seções 3, 4, 5 e 6. Os resultados são também apresentados e analisados na seção 7, na qual mostramos que, independentemente do grau de amplitude com que se define o grupo central da distribuição, o SM é sempre muito mais efetivo que o PBF para elevar a renda desse grupo. Se esse é o objetivo do SM, então a atenção que recebe é mais do que merecida. Mas por que uma política pública deve ter por objetivo elevar a parcela da renda apropriada pelos segmentos centrais da distribuição de renda?

Em terceiro lugar, mesmo quando o objetivo é a redução da pobreza e da desigualdade, e se reconhece que o PBF é o instrumento mais efetivo, pode-se, ainda assim, justificar a atenção dada ao SM com base numa argumentação fiscal, a qual se baseia na origem dos recursos. Enquanto, no caso do PBF, todo o recurso necessário deveria sair diretamente do orçamento público, no caso do SM, mesmo que um volume maior de recursos seja necessário, boa parte vai sair do setor privado.

Essa argumentação, entretanto, é evidentemente limitada, por duas razões. A primeira porque, evidentemente, todo o orçamento público vem do setor privado. A segunda, porque o SM é compulsório e, portanto, todo aumento tem as mesmas características de um aumento nos impostos. Que diferença faria para os empregadores se, em vez de aumentar o mínimo em 10%, fossem adicionados impostos equivalentes à remuneração dos trabalhadores com remuneração próxima ao mínimo? O custo da mão-de-obra não se elevaria na mesma magnitude e a demanda por trabalho não reagiria da mesma forma? Se o imposto coletado fosse transferido aos trabalhadores via, por exemplo, um aumento no benefício do salário-família, os trabalhadores não ficariam indiferentes a essa mudança? É verdade que, no caso do SM, as transferências iriam diretamente para o trabalhador, ao passo que, no caso dos impostos, passariam antes pelas mãos do Estado. Mas redistribuir renda não é uma das funções do Estado? Duas diferenças são marcantes. Enquanto um aumento no SM pode ser implementado imediatamente, no caso dos impostos o processo é mais elaborado, e o eventual aumento só poderia ser cobrado no ano seguinte. No caso do SM, os empregadores que pagam pelo aumento sabem que quem vai se beneficiar serão seus próprios trabalhadores. Na medida em que esses ganhos levarem a uma maior produtividade, as empresas preferirão aumentos no SM a um equivalente aumento nos impostos.

## 2 OBJETIVOS E FUNÇÕES DO SALÁRIO MÍNIMO

### 2.1 O direito a uma renda mínima

Encontram-se, com frequência, referências ao SM como um direito. Por esse juízo, todo trabalhador empregado teria direito a um salário que permitiria que tanto as suas necessidades básicas como as de seus familiares fossem satisfeitas. Na condição de um direito, o SM apresenta pelo menos três dificuldades amplamente reconhecidas.

Em primeiro lugar, seria um direito condicionado. Para um trabalhador usufruir desse direito, teria primeiro de obter um emprego. Se não é possível, ou desejável, dar a todos o direito a um trabalho, e se o real objetivo do SM é garantir a todos uma renda mínima, por que não estabelecer, diretamente, o acesso a uma renda mínima como um direito universal? Nesse caso, empregados, desempregados, trabalhadores por conta-própria, aposentados e crianças teriam o mesmo direito. Que sentido tem insistir no direito a um salário mínimo quando não se tem sequer direito a uma renda mínima?

Em segundo lugar, o SM é um direito difícil de se operacionalizar, uma vez que o valor necessário para satisfazer as necessidades do trabalhador e as de seus familiares varia conforme o número de dependentes do trabalhador e do preço regional de bens e serviços necessários para o sustento.

Por fim, o SM é um direito positivo, algo que, para ser usufruído, depende da contribuição de alguém. Nesse sentido, ele provoca polêmica – assim como ocorre com a licença-maternidade – a respeito de quem deve arcar com o seu custo: deve ser pago com recursos públicos ou com recursos do empregador? Quando a obrigação é desse último, elevam-se os custos do empregador, o que modifica sua propensão a empregar. No caso da licença-maternidade, a preocupação é com um possível aumento na discriminação contra as mulheres. Essa dificuldade é amplamente reconhecida em programas para a juventude, que subsidiam os empregadores quando eles contratam jovens. Se o SM é um direito, subsídios ao trabalho pouco qualificado podem representar uma saída melhor do que o pagamento, pelo empregador, de um SM compulsório. No primeiro caso, estimula-se a demanda por trabalho; e, no segundo, ela pode ser contraída.

### 2.2 Salário e produtividade

Por outra perspectiva, o SM é visto como um instrumento de justiça nas relações de trabalho. Segundo essa visão, o trabalhador teria

direito a uma renda compatível com sua produtividade e, no mercado, seria comum a remuneração ser inferior ao valor da produtividade do trabalho. O exemplo típico é a situação em que o empregador tem algum poder monopsonico. Para empregar um trabalhador adicional, ele teria de aumentar a remuneração daqueles que ele já emprega, e teria um custo marginal da mão-de-obra maior que a remuneração do trabalho. Sob essa ótica, a função do SM seria aproximar a remuneração do trabalho do valor de sua produtividade e, assim, trazer maior justiça às relações dessa natureza.

Não há dúvida de que, no caso monopsonico, o SM, assim como um adequado subsídio ao trabalho, serviria para reduzir a diferença entre produtividade e remuneração, e contribuiria para elevar o nível de emprego.

Mas em que medida o mercado de trabalho apresenta características monopsonicas ou outras imperfeições que levam a significativas diferenças entre remuneração e produtividade? Essa é, fundamentalmente, uma questão empírica, sobre a qual, infelizmente, existe pouca evidência.

Se existe um hiato entre produtividade e remuneração deve-se verificar em que medida ele afeta, prioritariamente, os trabalhadores com baixa remuneração. Caso esses diferenciais existam para trabalhadores com variados níveis de remuneração, então o SM é um instrumento pouco efetivo no combate a essa injustiça no mercado de trabalho. A evidência empírica a esse respeito é também muito limitada.

Por fim, mesmo que existam importantes diferenças entre produtividade e remuneração, e que essas se concentrem nos trabalhadores com menor remuneração, seria necessário conhecer sua magnitude para que se pudesse estipular um nível adequado para o SM. A escolha de níveis inadequados poderia ter impactos negativos sobre o emprego. Dada a limitada evidência disponível, a escolha do valor adequado do SM ficaria condicionada a experiências de tentativa e erro, o que requer um sofisticado sistema de permanente avaliação de desempenho.

### **2.3 Redução da pobreza e da desigualdade**

Em países nos quais o grau de desigualdade de renda é particularmente elevado, o grau de pobreza tende a ser muito maior do que seria de esperar, considerada a renda *per capita* disponível. Esse é, seguramente, o caso do Brasil. Como cerca de  $\frac{3}{4}$  da renda das famílias, especialmente das mais pobres, decorre do trabalho, o SM é visto muitas

vezes como um instrumento para reduzir a desigualdade e a pobreza. Por exemplo, segundo Pinto e Marinho (2005) “o SM pode ser um dos instrumentos fundamentais para garantir o desenvolvimento econômico e diminuir a desigualdade social e a pobreza no Brasil”.

Nesse caso, o SM não tem valor intrínseco, como teria ao ser considerado um direito. Nessa função, ele é apenas mais um instrumento capaz de combater a desigualdade e a pobreza. Para mensurar sua importância nesse papel, é necessário comparar sua relação custo-efetividade com a dos demais instrumentos disponíveis. A relevância do SM em relação aos outros instrumentos depende da sua capacidade de alcançar a mesma redução na pobreza e na desigualdade.

Quais seriam, então, os substitutos do SM no combate à pobreza? Segundo Barros; Camargo; Mendonça (1994), existem basicamente quatro tipos de políticas de combate à pobreza e à desigualdade. O primeiro, mais estrutural, busca elevar a renda dos mais pobres com base em aumentos na produtividade do trabalho. Nesse contexto situam-se, de um lado, os programas de educação e de capacitação profissional, que elevam a produtividade do trabalhador; e, de outro, a oferta de microcrédito, e de assistência técnica, entre outros serviços, que permitem melhorar a qualidade e a produtividade dos postos de trabalho.

O segundo tipo de política busca garantir oportunidades de trabalho aos desempregados e desencorajados. Pertencem a esse grupo de políticas a intermediação de mão-de-obra e todas as iniciativas que busquem eliminar os impedimentos à criação de postos de trabalho, incluindo a flexibilização da legislação trabalhista. Nesse grupo encontram-se também incentivos a investimentos em capital físico<sup>9</sup> e à criação de postos de trabalho.

Em terceiro lugar, a renda real das famílias e a dos trabalhadores mais pobres podem ser elevadas por meio de mudanças nos termos de troca, que elevem a remuneração do trabalho ou reduzam o custo da cesta básica. É a esse grupo que pertence o SM e todas as políticas de preços, incluídos aí os subsídios e a redução de impostos sobre os bens que compõem a cesta básica de consumo das famílias mais pobres. Embora não seja o objetivo direto desses instrumentos reduzir o desemprego ou aumentar a produtividade do trabalho, efeitos indiretos dessa natureza podem ocorrer.

Por fim, pode-se elevar a renda das famílias pobres por transferências governamentais diretas. As pensões e aposentadorias públicas, o Benefício de Prestação Continuada (BPC), o Programa Bolsa Família

<sup>9</sup> Vale ressaltar que, quando esses investimentos servem apenas para melhorar a produtividade dos postos de trabalho já existentes, eles fazem parte do primeiro tipo de política.

(PBF), o salário-família, o seguro-desemprego e o abono salarial são exemplos desse tipo de transferência.

Em princípio, o desempenho do SM como um instrumento de combate à pobreza e à desigualdade poderia ser confrontado com o de representantes de cada um desses quatro tipos de política. Neste capítulo, entretanto, os limitamo-nos a comparar o desempenho do SM com o do Programa Bolsa Família (PBF).<sup>10</sup>

## 2.4 Diferenças no processo e nas percepções

Ao avaliarmos o desempenho de instrumentos de combate à pobreza e à desigualdade, é importante ressaltar que, mesmo quando o impacto quantitativo é idêntico, podem persistir diferenças qualitativas de grande relevância. Por exemplo, um instrumento que reduz a desigualdade de resultados mediante uma melhoria na igualdade de oportunidade (tal como reduzindo o grau de discriminação racial nas escolas) deve ser considerado superior a outro que reduz a desigualdade de resultados diretamente (via transferências governamentais focalizadas, por exemplo), mesmo que as reduções na desigualdade e os custos dos dois instrumentos sejam idênticos.

Nesse ponto, o SM pode levar alguma vantagem em relação às transferências governamentais diretas do PBF. Um aumento salarial pode ter um impacto sobre a auto-estima de um trabalhador e a dos demais membros de sua família maior que uma ampliação das transferências governamentais.<sup>11</sup> Considerando-se que a auto-estima é uma variável importante, uma certa redução na pobreza, ou na desigualdade, via aumentos no SM poderia ser preferível à mesma redução alcançada com base em um aumento nas transferências governamentais, mesmo que, nos dois casos, os recursos necessários sejam idênticos.

Essa argumentação, que seria incontestável se o aumento salarial decorresse do mérito próprio do trabalhador, pode ser questionada quando a decisão vem do setor público. A princípio, aumentos de R\$ 10,00 na renda familiar de um trabalhador, gerados por elevação do SM, ou do valor dos benefícios concedidos por programas de transferência de renda, não deveriam afetar a auto-estima dos trabalhadores de forma tão diferenciada, posto que ambos são decisões governamentais. Embora o aumento no salário mínimo seja pago diretamente pelo empregador, isso não significa, necessariamente, mais reconhecimento do trabalho do empregado.

<sup>10</sup> Em um estudo anterior – Barros e Carvalho (2006b), confrontamos também a efetividade do SM com a do salário-família.

<sup>11</sup> Agradeço a João Sabóia por ter chamado minha atenção sobre essa questão.



Ainda que a resposta final seja empírica e dependa da percepção dos trabalhadores mais pobres, é provável que o mais importante para a auto-estima do trabalhador seja a valorização do seu trabalho por seu supervisor e co-trabalhadores. Nesse sentido, pouca diferença existiria em termos de auto-estima entre um aumento no SM ou no benefício do PBF.

### 3 CANAIS DE PROPAGAÇÃO DO IMPACTO DO SALÁRIO MÍNIMO

Neste capítulo, para avaliar a relativa efetividade do SM e do PBF, simulamos aumentos reais no valor do SM e dos benefícios do PBF e, com base nessas simulações, estimamos o impacto que teriam sobre a distribuição de renda. Em outras palavras, fazemos uma avaliação *ex ante* do impacto distributivo desses dois instrumentos.

Esta seção é dedicada à descrição dos possíveis canais pelos quais aumentos no SM podem influenciar a distribuição de renda. Ressaltamos quais deles serão levados em conta nas simulações desenvolvidas. A próxima seção se ocupa de tarefa análoga para o PBF.

#### 3.1 Compulsoriedade

Em princípio, a função do SM é impor um piso à remuneração dos empregados no setor formal da economia, interferindo diretamente na remuneração dos que recebem igual ou próximo àquele valor. Por esse motivo, nas simulações pressupomos que aumentos no SM elevam o piso salarial dos empregados formais.<sup>12, 13</sup>

Essa imposição pode ter conseqüências importantes sobre o emprego, o grau de informalidade, o diferencial salarial entre os segmentos formal e informal e a inflação. Em geral, um aumento no SM tende a: (a) reduzir o emprego formal; (b) elevar o emprego informal e o grau de informalidade; (c) reduzir a remuneração informal e aumentar o diferencial entre os segmentos formal e informal; e (d) levar a uma elevação geral nos preços. É verdade, entretanto, que nenhum desses efeitos é teoricamente garantido. Tudo depende da estrutura do mercado de trabalho. Em determinadas circunstâncias, como no caso do mercado monopsonico, é possível até mesmo que o emprego formal cresça e o grau de informalidade decline. Em última instância, a direção e a magnitude desses impactos indiretos do SM são uma questão empírica,

<sup>12</sup> Os empregados formais abrangem os empregados com carteira de trabalho assinada, os militares e os funcionários públicos estatutários.

<sup>13</sup> Supomos, especificamente, que todos os empregados formais que recebiam remuneração entre o antigo e o novo SM tiveram aumento que a elevaram ao valor do novo SM. Para aqueles poucos com remuneração inicial abaixo do antigo SM, essa foi elevada na mesma proporção pela qual o SM foi aumentado. Para aqueles com remuneração inicial acima do novo SM, a remuneração final tornou-se igual à inicial.



e a literatura existente parece indicar que esses efeitos são limitados – ver Ulyssea; Foguel (2006). Por esse motivo, nas simulações realizadas no presente capítulo esses impactos indiretos são ignorados.

### 3.2 Indexador formal

Para além da remuneração do trabalhador formal, diversos benefícios sociais encontram-se formalmente vinculados ao SM. Dos distintos benefícios a ele indexados, o piso previdenciário é, provavelmente, o que tem maior impacto distributivo. Porém, outros benefícios, como seguro-desemprego, abono salarial e o benefício de prestação continuada (BPC), entre outros, encontram-se também formalmente indexados. Essa indexação não ocorre apenas no setor público. Diversos contratos privados de longo prazo e sentenças judiciais também estão vinculadas ao valor do SM. Nas simulações apresentadas na próxima seção, limitamo-nos a considerar a indexação do piso previdenciário e do BPC.<sup>14</sup>

### 3.3 Indexador informal

Além de suas funções impositivas, o SM desempenha um importante papel de sinalização. Funciona muitas vezes como um indexador parcial, ou absoluto, para definir a remuneração de trabalhadores no setor informal, bem como a daqueles no setor formal que recebem acima do SM. A racionalidade para essa indexação informal é a mesma que para qualquer outra, qual seja, reduzir riscos e custos de negociação e de contratação. Assim, esse expediente só deverá ser utilizado quando empregadores e empregados perceberem o SM como um bom indicador da evolução do custo de vida e da produtividade da economia.

Vale ressaltar que, nesse caso, o SM deveria ser utilizado para indexar tanto os salários altos quanto os baixos, levando a que, por esse canal, seu impacto sobre a desigualdade acabe sendo limitado. No entanto, caso a evolução do SM seja errática, isto é, sistematicamente superior ou inferior às evoluções do custo de vida e da produtividade geral da economia, é de esperar que boa parte de seu poder de indexador informal seja perdida.

Por fim, vale ressaltar que o SM serve com indexador informal tanto no mercado de trabalho como em outros mercados – especialmente no aluguel informal de imóveis. Quanto maior for o grau de indexação da economia ao SM, maior será o seu efeito inflacionário,

<sup>14</sup> Assumimos, igualmente, que todas as pensões e aposentadorias públicas (do Instituto de Previdência ou do governo federal) com valores entre o antigo e o novo SM tiveram sua remuneração elevada ao valor do novo SM. Para aqueles poucos com benefício inicial abaixo do antigo SM, o benefício final é elevado na mesma proporção com que o SM foi aumentado. Para aqueles com benefício inicial acima do novo SM, o benefício final é igual ao inicial.

menor seu impacto real e, portanto, menor sua capacidade de reduzir a pobreza e a desigualdade.

Nas simulações realizadas neste estudo, ignoramos a indexação, ao SM, de rendimentos e de benefícios superiores a ele.

### 3.4 Piso informal

A política de SM também pode desempenhar uma segunda função informacional, que, diferentemente da indexação informal, pode ter significativos efeitos sobre a pobreza e a desigualdade. Se o valor do SM tiver uma justificativa econômica e ética amplamente aceita, de forma que seja visto como o menor valor que se poderia e se deveria pagar a um trabalhador pouco qualificado, remunerações inferiores a ele poderiam afetar substancialmente a auto-estima e a motivação dos trabalhadores e, conseqüentemente, sua produtividade.

Nesse caso, sempre que for custoso monitorar a produtividade, e mesmo que exista oferta de trabalho a salários mais baixos, os empregadores não desejarão pagar salários inferiores ao mínimo com receio de queda na produtividade.

Ao contrário da indexação, esse canal é potencialmente capaz de explicar por que o SM funciona como piso para muitos postos de trabalho informais e, portanto, indexa muito mais os salários informais próximos ao SM do que os salários acima dele.

Um problema para a política de SM, nesse caso, é o fato de que dificilmente existirá um nível nacional único para o SM que seja percebido em todas as regiões do País como o mais justo e adequado. Como o justo está de alguma forma ligado à produtividade do trabalho, o SM justo deverá variar no tempo e no espaço, à medida que variem o nível de desenvolvimento econômico e a produtividade do trabalho.

Para captar esse fenômeno, supomos, em todas as simulações realizadas, que a remuneração de todos os trabalhadores sem carteira de trabalho assinada com remuneração próxima e não inferior ao SM esteja indexada a ele.<sup>15</sup> Nessas simulações, entretanto, não consideramos qualquer indexação da remuneração dos trabalhadores por conta-própria ao SM.

<sup>15</sup> Pressupomos que todos os empregados sem carteira, que recebiam remunerações entre o antigo e o novo SM, tiveram sua remuneração elevada ao valor do novo SM. Para aqueles com remuneração inicial abaixo do antigo SM, ou acima do novo SM, a remuneração final é mantida igual à inicial.

### 3.5 Resumo

Em suma, nas simulações realizadas neste capítulo consideramos apenas três dos potenciais canais pelos quais aumentos no SM podem

afetar a distribuição de renda. Em primeiro lugar, assumimos que, por conta da sua compulsoriedade, aumentos no SM elevam o piso salarial dos empregados formais. Em segundo lugar, supomos que a remuneração de todos os trabalhadores sem carteira de trabalho assinada, com remuneração próxima, e não inferior ao SM, está indexada a ele. Vale ressaltar que não levamos em consideração qualquer impacto que o SM possa ter sobre a remuneração dos trabalhadores por conta-própria. Por fim, consideramos que o piso dos benefícios previdenciários encontra-se perfeitamente indexado ao SM.

Esse procedimento não esgota, evidentemente, todos os impactos que um aumento no SM possa vir a ter. Vimos que, por conta de seu papel indexador, aumentá-lo pode gerar impacto sobre a remuneração de trabalhadores formais e informais que recebem valores múltiplos do SM. Vimos também que pode haver redução no emprego, elevação na informalidade e indução a aumentos em vários preços, o que tornaria os aumentos reais de salário inferiores aos nominais. Nenhum desses efeitos foi levado em consideração nas simulações realizadas. Como essas mudanças tendem a mitigar o impacto distributivo de um aumento no SM, as estimativas aqui obtidas podem ser vistas como sobrestimativas do seu verdadeiro impacto.

## **4 CANAIS DE PROPAGAÇÃO DO IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA**

### **4.1 Impactos diretos e indiretos**

No caso do PBF, a dificuldade em simular o impacto de aumentos nos benefícios é mais empírica que conceitual. Além de seu impacto direto sobre a renda das famílias, o programa provoca, potencialmente, outros três tipos de impacto indireto. Em primeiro lugar, aumentos nos benefícios do programa podem, ao tornarem as famílias menos pobres, reduzir a oferta de trabalho. Jovens podem deixar de trabalhar para estudar em tempo integral, idosos podem se aposentar, e mães podem passar a dar maior atenção a seus filhos e, por isso, deixar de trabalhar. A redução na pobreza da família pode também, ao contrário, aumentar a oferta de trabalho. Isso ocorreria caso o aumento nos benefícios venha a permitir que seus beneficiários tenham condições de incorrer em despesas necessárias ao trabalho (e.g., transporte, vestuário adequado, alimentação), para as quais não contavam antes com os recursos necessários. A redução na pobreza pode ainda, no caso dos

trabalhadores por conta-própria, levar a investimentos produtivos, e, daí, a aumentos de produtividade e renda. Por serem derivados de um puro efeito-renda, todos esses impactos não resultam de incentivos incorretos nem levam a qualquer forma de ineficiência.

O mesmo não se pode dizer, entretanto, do impacto decorrente da focalização. Esse segundo impacto resulta de uma eventual resistência dos beneficiários a buscar trabalho e a elevar sua renda, por receio de perder direito aos benefícios do programa. Esse impacto é, sem dúvida, uma fonte de ineficiência, uma vez que a focalização funciona como um imposto (efeito-preço). À medida que um aumento na renda do trabalho levar a uma redução nos benefícios do programa, o aumento líquido na renda da família será menor que o aumento inicial na renda do trabalho.

Por fim, aumentos nos benefícios do PBF podem representar um redirecionamento dos gastos públicos para os pequenos municípios. Esse aumento nos gastos pode levar a um aquecimento da economia de tais municípios e, daí, a uma expansão na demanda por mão-de-obra local.<sup>16</sup>

Embora eventuais impactos negativos e positivos das transferências governamentais sobre a oferta de trabalho sejam uma preocupação social constante, pouca evidência a respeito encontra-se disponível. Em um estudo preliminar, não encontramos evidência de que o PBF leve a reduções na taxa de participação feminina – ver Barros; Carvalho (2006c). Entretanto, investigando o impacto de transferências com valores mais elevados, como pensões e aposentadorias, o capítulo 23 deste livro encontra significativos e preocupantes impactos negativos sobre a oferta de trabalho.

Dada a incerteza existente sobre os impactos indiretos do PBF sobre a oferta de trabalho, eles foram ignorados em nossa avaliação. Levamos em consideração apenas o impacto direto sobre a renda das famílias.

#### 4.2 Identificando os benefícios do PBF

A dificuldade empírica para avaliar o impacto do PBF resulta do fato de os inquéritos domiciliares disponíveis, em particular a Pnad, não contarem com um quesito específico de identificação dos beneficiários do programa.<sup>17</sup> Segundo o manual do entrevistador dessa pesquisa – IBGE (2006) os benefícios do PBF, como os de outros programas sociais como o BPC, devem ser respondidos em conjunto com os rendimentos financeiros, no último item do quesito 125: “renda de

<sup>16</sup> Para um estudo sobre essa questão, ver Marques (2005).

<sup>17</sup> Vale ressaltar, entretanto, que a Pnad 2004 conta com um suplemento especial, no qual se investiga o acesso da população a programas sociais com transferência de renda. Para estudos que recorrerem a esse suplemento, ver Veras et al. (2006); capítulo 17 deste livro.

juros, de caderneta de poupança, de outras aplicações financeiras e outros rendimentos”.

Para superar essa dificuldade, utilizou-se uma versão ligeiramente modificada do procedimento proposto por Barros, Carvalho e Franco, no capítulo 16 deste livro.<sup>18</sup> O ponto de partida é a suposição de que aqueles com algum rendimento financeiro não devem receber benefícios sociais, e tampouco os beneficiários do BPC devem também ser beneficiários do PBF ou de programas correlatos. Além disso, os valores tipicamente recebidos pelos beneficiários do BPC e do PBF diferem consideravelmente. No caso do BPC, o valor transferido por beneficiário é igual a um salário mínimo. No PBF e em programas correlatos, os valores possíveis dos benefícios são inferiores ao SM, e podem assumir apenas um número bem limitado de valores. Vale ressaltar que, nesse procedimento, o PBF é entendido de forma ampla, englobando todos os seus correlatos como o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação, o Cartão-Alimentação, o Auxílio-Gás e o Peti, entre outros.

Assim, o procedimento proposto para isolar, na Pnad, a renda proveniente do PBF consistiu em atribuir a esse programa todas as rendas no quesito “renda de juros, de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos” que tivessem valores típicos e combinações entre eles, desde que inferiores a um SM. Como esse procedimento atribui benefícios do PBF a poucas famílias com elevada renda *per capita*, neste capítulo ele foi ligeiramente modificado. Não consideramos como benefícios do PBF todas as rendas típicas que foram direcionadas a famílias no quinto mais rico da população. Apenas 4% dos benefícios originalmente atribuídos ao PBF foram excluídos por conta dessa nova regra.

## 5 MEDIDAS DE POBREZA E DESIGUALDADE UTILIZADAS

O impacto e, portanto, a efetividade relativa do SM e do PBF dependem, em princípio, da medida de pobreza e de desigualdade utilizada. O SM pode ser menos efetivo que o PBF para algumas medidas de pobreza e de desigualdade, e mais efetivo para outras. Com o propósito de fazer uma ampla comparação da relativa efetividade desses dois instrumentos, avaliamos os seus impactos sobre a renda média de cada um dos centésimos da distribuição. No que segue, denotamos por  $r(c)$  a renda média do centésimo  $c$ , para  $c = 1, \dots, 100$ .

<sup>18</sup> Ver esse trabalho para uma avaliação de procedimento que utilizou o suplemento da Pnad 2004.

Como de costume, os centésimos são ordenados do mais pobre para o mais rico.

De posse do impacto sobre cada centésimo, podemos de imediato obter o impacto sobre a renda média dos 10% mais pobres, dos 40% mais pobres, ou, de forma geral, dos  $c$  % mais pobres para todo  $c = 1, \dots, 100$  (i.e., podemos obter o impacto sobre a curva de Lorenz generalizada).<sup>19</sup> Se denotarmos por  $a(c)$  a renda média dos  $c$  % mais pobres, então

$$a(c) = \frac{1}{c} \sum_1^c r(q)$$

Conforme se pode demonstrar, quando a renda média dos  $c$  % mais pobres é mais elevada numa distribuição A do que numa distribuição B, para todo  $c$ , o grau de pobreza será maior em B do que em A, quaisquer que sejam a linha de pobreza e a medida que satisfaça os princípios básicos da monotonicidade e da equidade.<sup>20</sup> Assim, se um instrumento tem um impacto maior sobre a renda média dos  $c$  % mais pobres, para toda escolha de  $c$ , então ele levará a uma maior redução no grau de pobreza qualquer que seja a medida e a linha de pobreza utilizadas.

Além disso, de posse do impacto sobre a renda total e sobre a renda dos  $c$  % mais pobres é possível obter o impacto sobre a porcentagem da renda apropriada pelos  $c$  % mais pobres (i.e., curva de Lorenz), e, portanto, uma avaliação abrangente do impacto desses instrumentos sobre a desigualdade. Se denotarmos por  $l(c)$  a porcentagem da renda apropriada pelos  $c$  % mais pobres, então

$$l(c) = \frac{\sum_{q=1}^c r(q)}{\sum_{q=1}^{100} r(q)}$$

Por fim, com vistas em identificar a efetividade desses instrumentos para elevar a renda média e a participação na renda total dos centésimos centrais da distribuição calculamos a renda média dos  $2d$  % centrais da distribuição,  $m(d)$ , dado por

$$m(d) = \frac{1}{2d} \sum_{q=51-d}^{50+d} r(q)$$

<sup>19</sup> Estritamente, a curva de Lorenz generalizada, como a própria curva de Lorenz, é definida no contínuo. Assim,  $x$  denota a parada de Pen, isto é, se para todo  $p \in (0,1)$  tivermos que

$$F(x(p)) = p, \text{ então } a(100p) = \frac{1}{p} \int_0^p x(q) dq;$$

como  $r(100p) = 100 \cdot \int_{p-0.01}^p x(q) dq$ , segue

$$a(c) = \frac{1}{c} \sum_1^c r(q).$$

A noção de curva de Lorenz generalizada foi introduzida por Shorrocks (1983). Ver Foster; Shorrocks (1988a-c) para uma análise da relação entre curva de Lorenz generalizada, pobreza e desigualdade. Ver Barros; Mendonça (1995) e Barros; Carvalho; Franco; Ganuza; Mendonça (2004) para uma apresentação didática com aplicações dessas relações.

<sup>20</sup> Ver Foster; Sen (1997).

Para todo  $d = 1, \dots, 50$  e a sua participação na renda total,  $p(d)$ , dada por

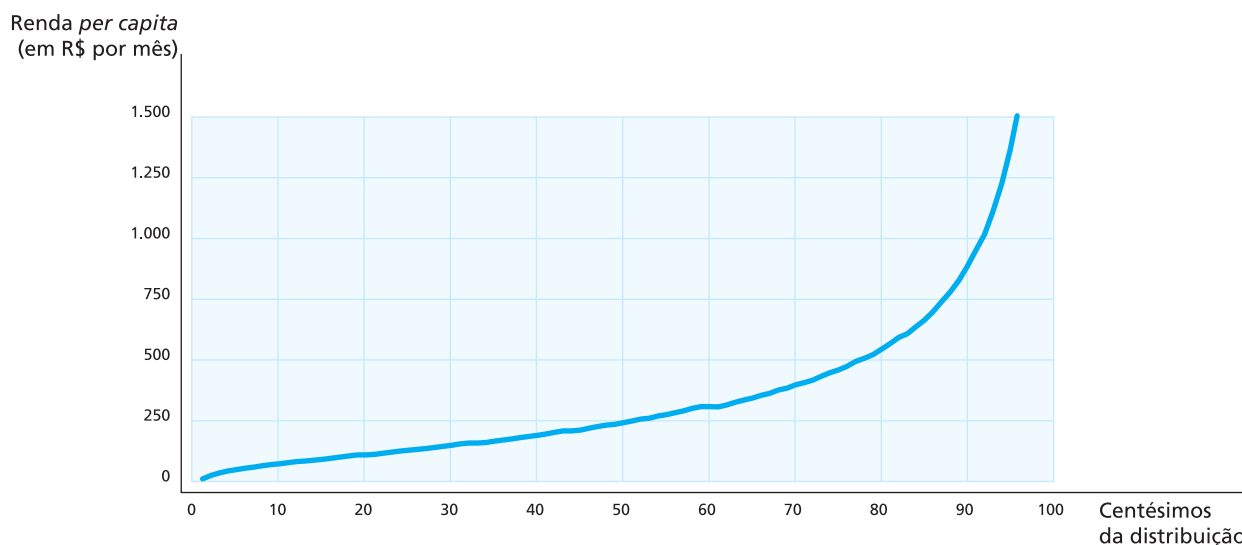
$$p(d) = \frac{\sum_{q=51-d}^{50+d} r(q)}{\sum_{q=1}^{100} r(q)}$$

Note-se que, definidos dessa forma,  $m(20)$  denotaria a renda média dos 40% centrais da distribuição, e  $p(20)$  a porcentagem de renda apropriada por eles.

Os gráficos 1A, 1B, 1C, 1D e 1E apresentam essas características da distribuição de renda brasileira estimadas com base na Pnad 2005. Esses gráficos representam nossa linha de base.

### GRÁFICO 1A

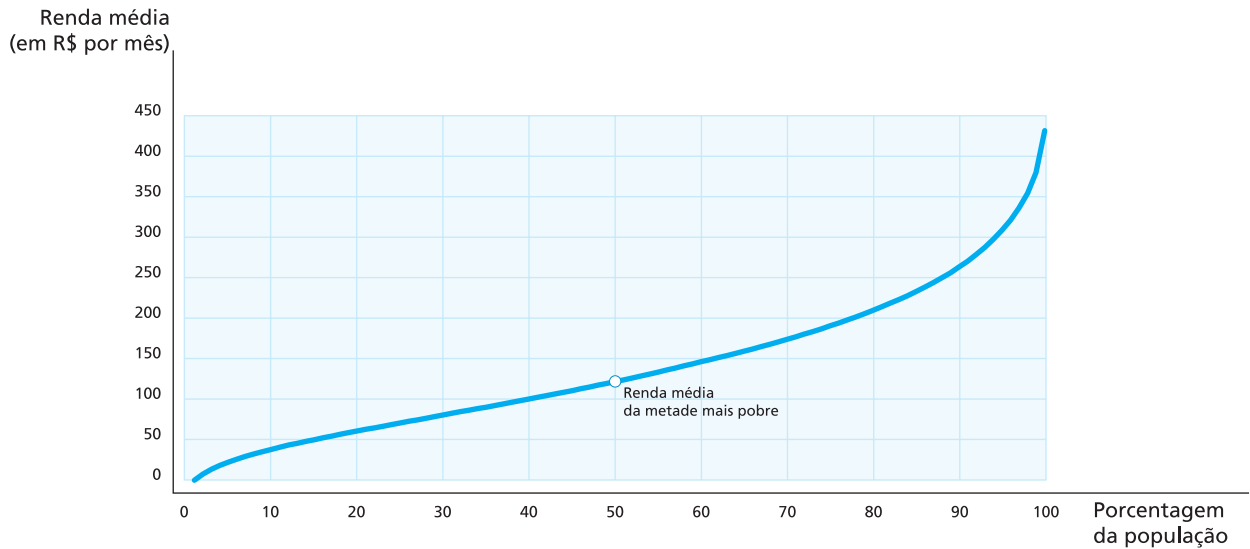
Renda *per capita* dos centésimos da distribuição das pessoas segundo a renda domiciliar *per capita* – ( $r$ )



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 1B

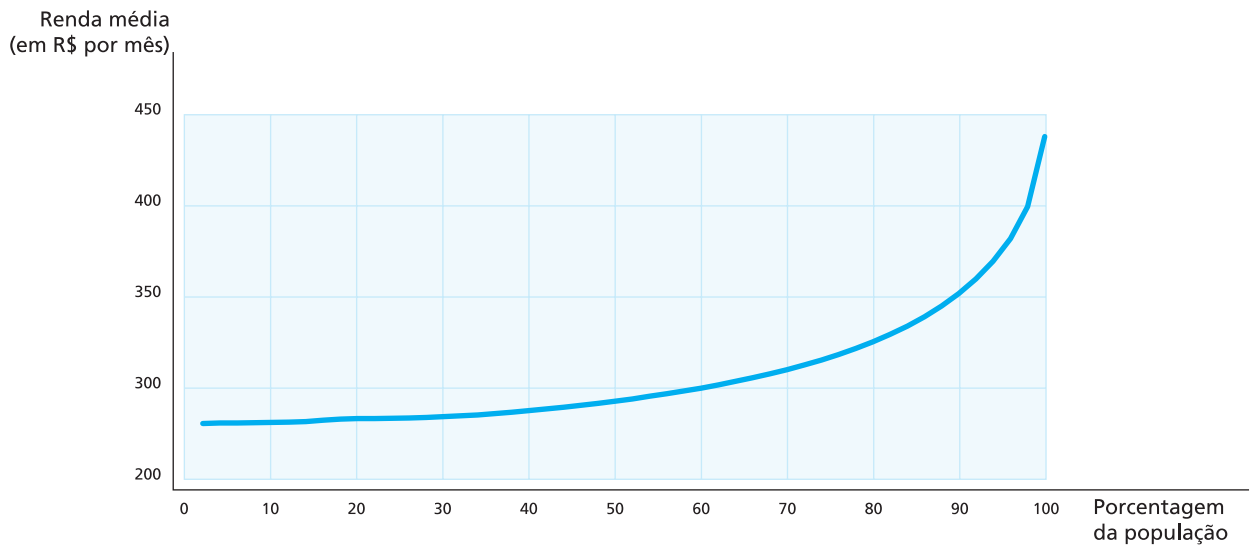
Renda média dos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – curva de Lorenz generalizada – (a)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 1C

Renda média dos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – (m)

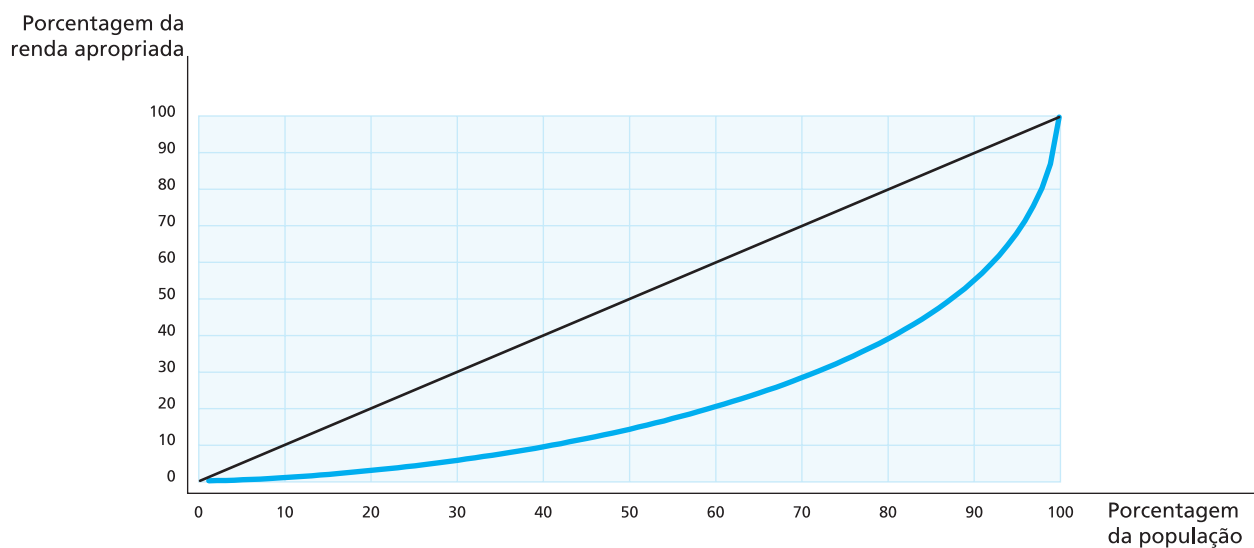


Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.



## GRÁFICO 1D

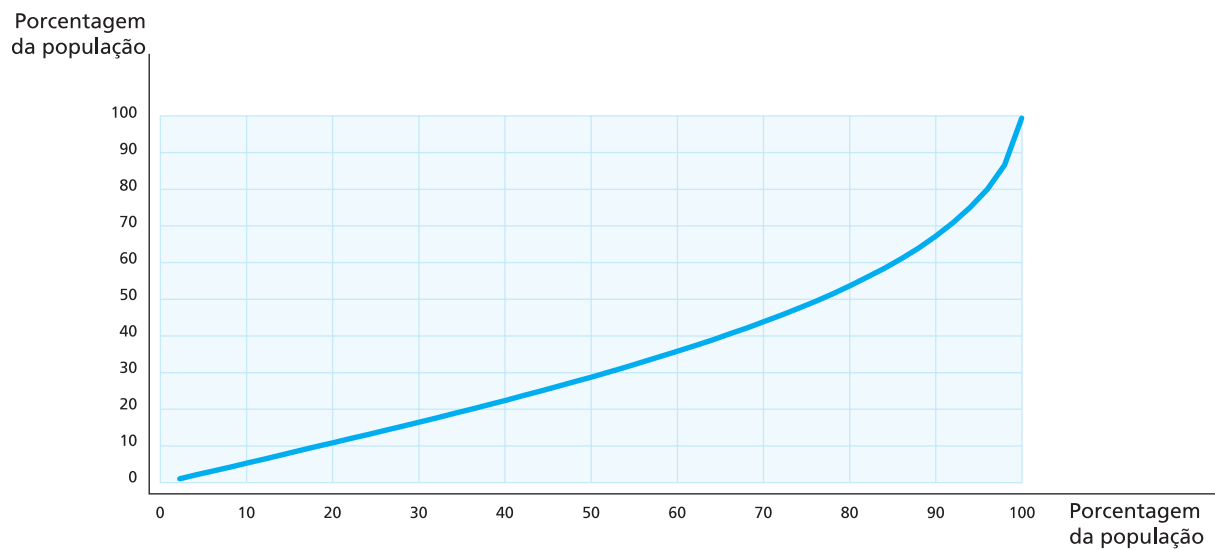
Porcentagem da renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – curva de Lorenz – ( $I$ )



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 1E

Porcentagem da renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – ( $p$ )



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## 6 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Em princípio, nada impede que se compare a relação custo-efetividade de programas que apresentem custos e impactos distintos. A existência de economias ou deseconomias de escala pode, entretanto, tornar essa comparação enganosa. Se existem deseconomias de escala, o impacto do programa não vai crescer proporcionalmente com recursos alocados a ele. Nesse caso, o programa com mais recursos poderá parecer menos custo-efetivo apenas em razão da escala. O oposto poderia ocorrer se existissem economias de escala e, portanto, o impacto do programa cresceria mais rapidamente que os recursos alocados a ele.

Por tal motivo, ao compararmos a relação custo-efetividade do SM com a do PBF, o fazemos apenas em situações nas quais ou o volume de recursos utilizados é idêntico, ou o impacto é igual. No primeiro caso, pelo fato de as duas alternativas terem o mesmo custo a mais efetiva será aquela com maior impacto. No segundo caso, como as duas alternativas têm o mesmo impacto a mais efetiva será aquela de menor custo. Dada nossa opção metodológica, em que todas as avaliações são baseadas em simulações contrafactuais, a padronização da escala pode ser facilmente alcançada.

### 6.1 A magnitude da intervenção

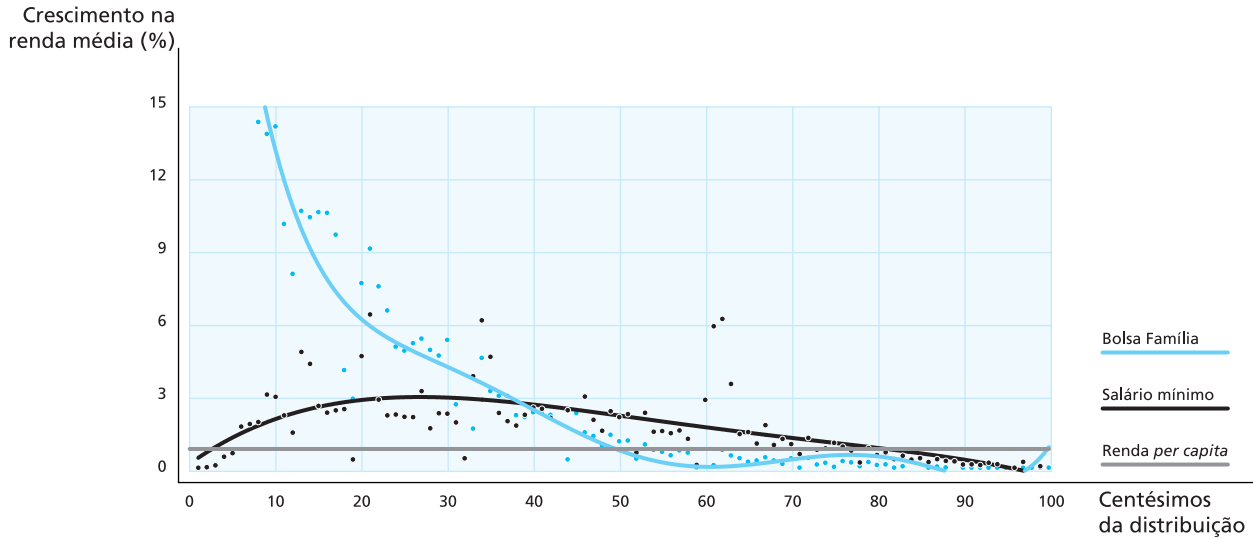
Garantindo-se que as escalas das intervenções no SM e no PBF são comparáveis, a relativa efetividade dos dois instrumentos não deve depender da escala escolhida.<sup>21</sup> Assim, a fim de facilitar a exposição centramos toda a nossa atenção em um aumento, no SM, de 10%. Simulamos quanto custaria e o impacto que teria sobre a distribuição de renda tal aumento no SM.

Estimou-se que um aumento de 10% no SM teria um custo anual de R\$ 7,4 bilhões. Desse total, mais da metade (R\$ 3,9 bilhões) corresponde a custos previdenciários. Nos gráficos 2A, 2B, 2C, 2D e 2E apresentou-se o impacto distributivo deste aumento no SM. Os gráficos 2A, 2B e 2C apresentam, respectivamente, o impacto sobre a renda média de cada centésimo, sobre a renda média dos  $c$  % mais pobres (curva de Lorenz generalizada) bem como sobre a renda dos centésimos centrais da distribuição. Já os gráficos 2D e 2E apresentam o impacto sobre a participação dos  $c$  % mais pobres (curva de Lorenz) e dos centésimos centrais na renda total.

<sup>21</sup> Se, nas duas alternativas, a importância de economias de escala for muito distinta, a escolha da escala poderá afetar tanto a magnitude do diferencial de efetividade entre as alternativas como, em alguns casos, até a própria ordenação. É possível, em princípio, que o PBF seja mais efetivo que o SM para uma escala, e menos efetivo para outra. Neste capítulo, não investigamos a sensibilidade da diferença de efetividade dessas duas alternativas à escala.

## GRÁFICO 2A

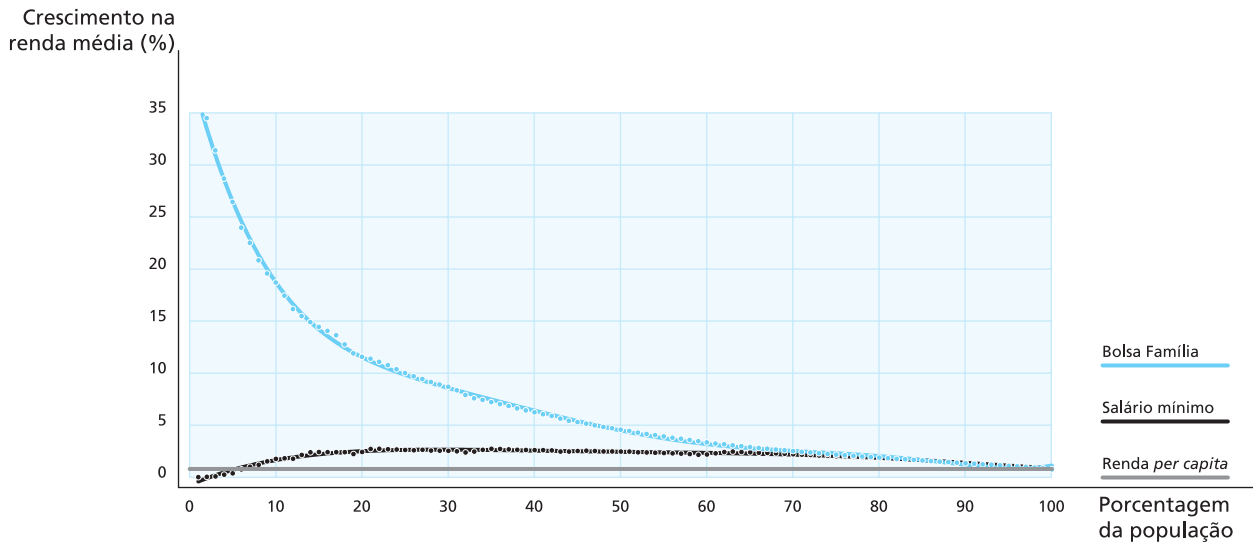
Impacto de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família sobre a renda média de cada centésimo – (r)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 2B

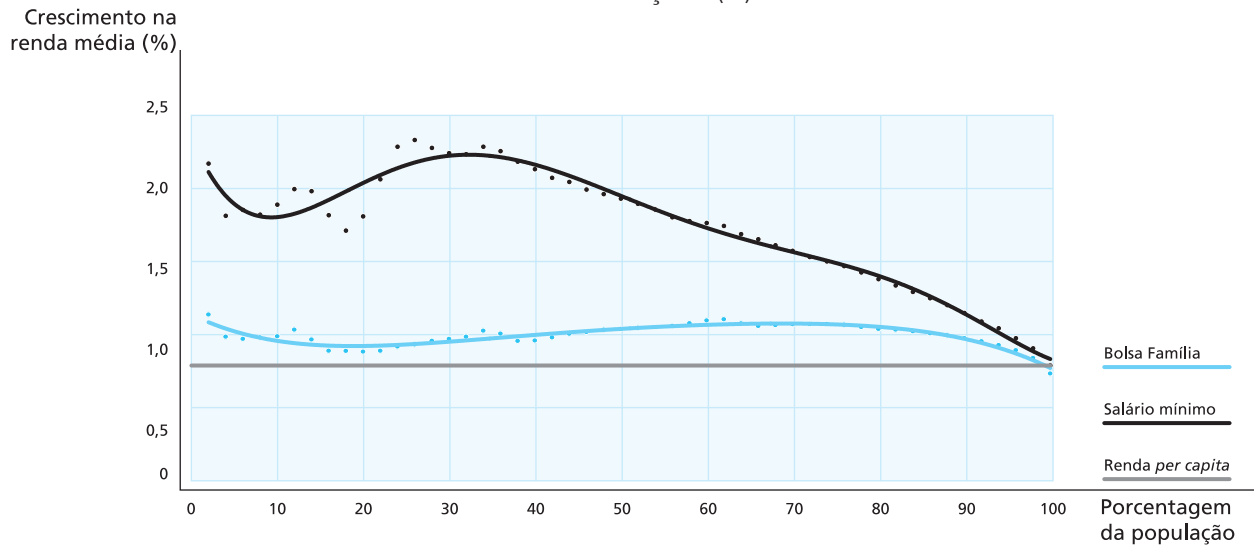
Impacto de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família sobre a renda média dos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – (a)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 2C

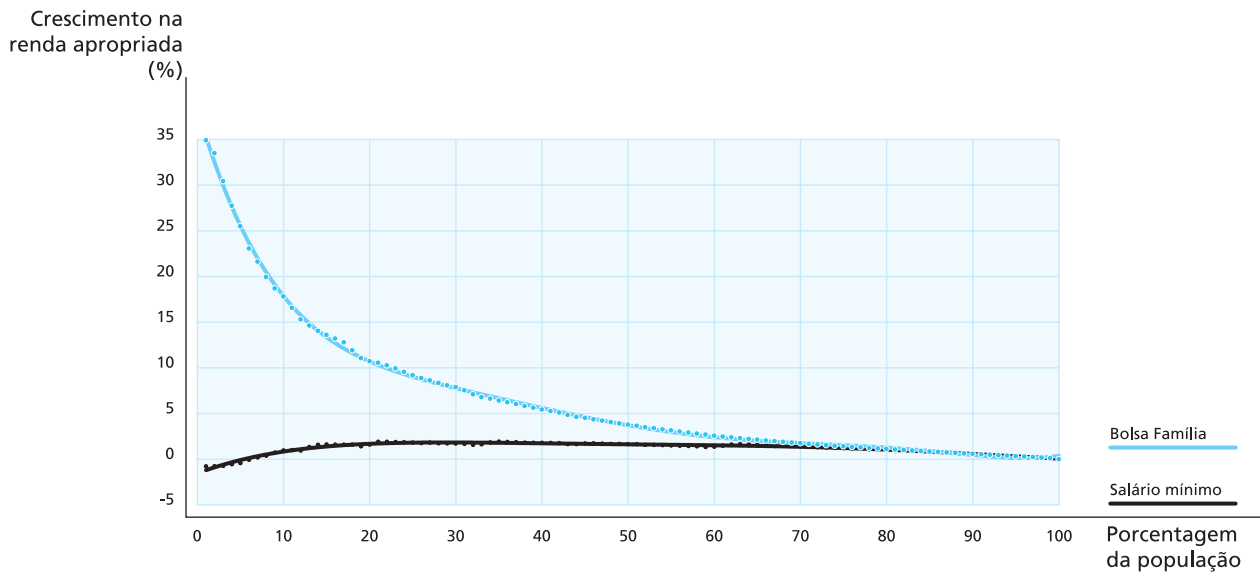
Impacto de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família sobre a renda média dos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – ( $m$ )



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 2D

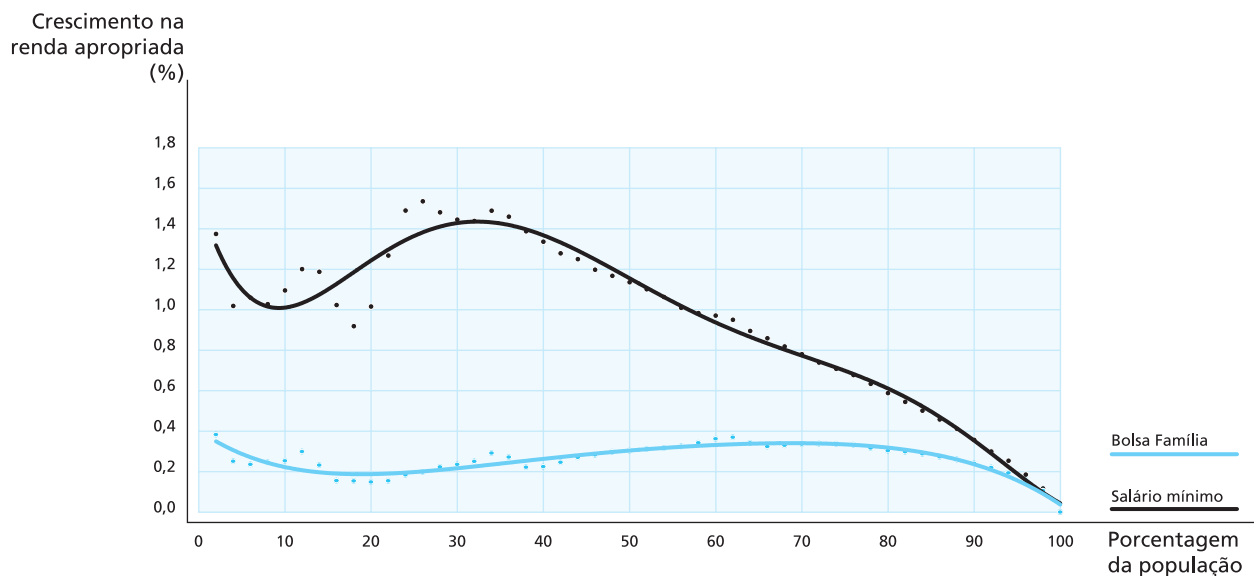
Impacto de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família sobre a porcentagem da renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – ( $I$ )



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 2E

Impacto de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família sobre a porcentagem da renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – (p)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

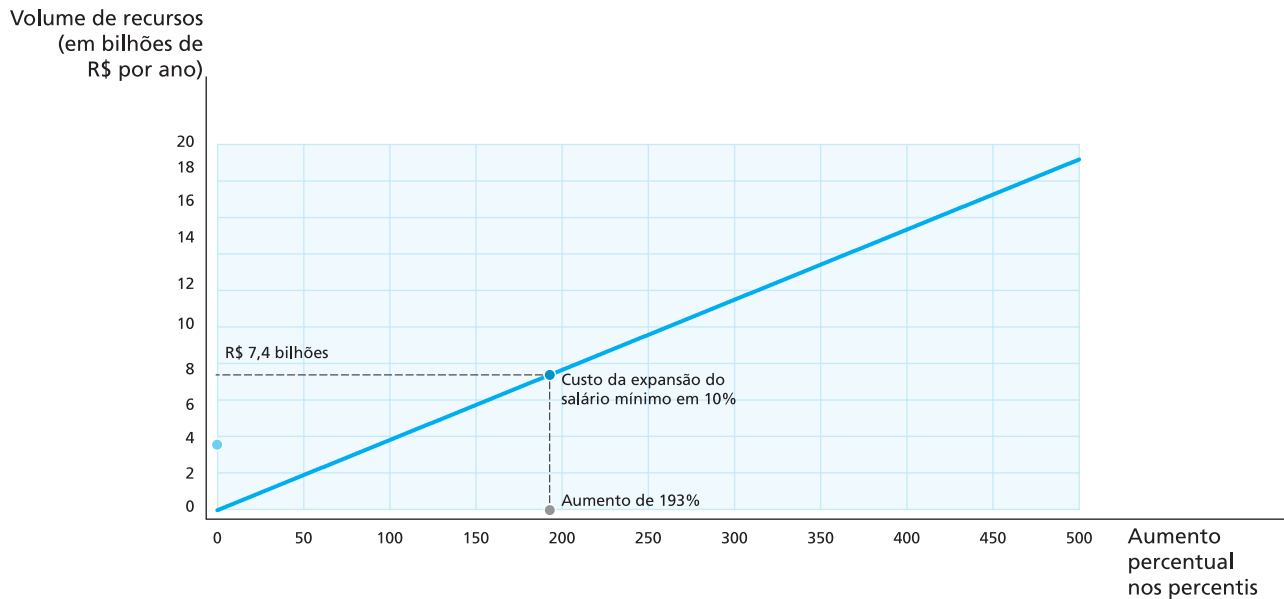
### 6.2 Padronizando pelo volume de recursos

Com o objetivo de padronizar pelo volume de recursos utilizados, identificamos o aumento no PBF que requereria o mesmo volume de recursos que um aumento de 10% no SM. O gráfico 3 apresenta a relação entre aumentos nos benefícios no PBF e o volume de recursos necessários para financiá-los. Os R\$ 7,4 bilhões necessários para elevar o mínimo em 10% permitiriam triplicar o valor do benefício do PBF.

Em seguida, calculamos os impactos de se aumentar os benefícios do PBF sobre a distribuição de renda. Conforme mencionado na seção 4, em nossas simulações, apenas o impacto direto é levado em consideração nos gráficos 2A, 2B, 2C, 2D e 2E. Como os recursos são idênticos em ambos os casos (aumentos no SM e no PBF), esses gráficos permitem avaliar diretamente a relativa efetividade dos dois instrumentos. É necessariamente mais efetivo aquele com maior impacto.

### GRÁFICO 3

Volume de recursos necessários para a expansão dos benefícios do Programa Bolsa Família



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

### 6.3 Padronizando pelo impacto

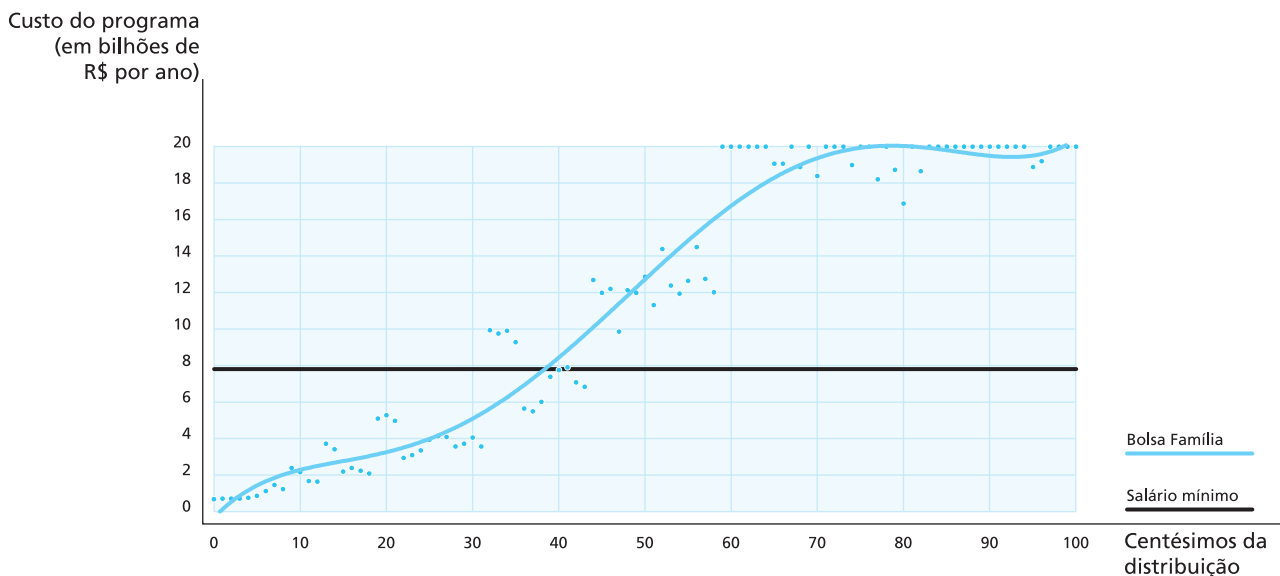
Uma segunda forma de equalizar a escala das duas intervenções consiste em igualar o impacto em vez da necessidade de recursos. Essa comparação é bem mais trabalhosa que a anterior. Ao aumento de 10% no SM está associada uma única necessidade de recursos (um único custo, R\$ 7,4 bilhões), mas uma ampla variedade de impactos (ver gráficos 2A, 2B, 2C, 2D e 2E). Da mesma forma, não há uma única expansão do PBF que leve aos mesmos impactos que o aumento de 10% no SM. Portanto, para realizar essa padronização é necessário encontrar, para cada tipo de impacto do SM, uma expansão do PBF que gere um impacto de mesma magnitude. Neste capítulo, investigamos quatrocentos tipos de impactos distintos de um aumento de 10% no SM, a saber: (a) 100 sobre a renda média dos centésimos,  $r$ ; (b) 100 sobre a renda média dos mais pobres,  $a$ ; (c) 50 sobre a renda média dos centésimos centrais acumulados,  $m$ ; (d) 100 sobre a participação da renda dos mais pobres,  $l$ ; e (e) 50 sobre a participação da renda dos centésimos centrais acumulados,  $p$ . Para cada um deles, é necessário obter a expansão do PBF que gere um impacto da mesma magnitude.

Agora, como o impacto é, por construção, o mesmo, a comparação relevante é feita entre os recursos necessários. O programa que requer o menor volume de recursos é aquele com a melhor relação custo-efetividade. Em todas as comparações temos, por um lado, os impactos gerados por um aumento de 10% no valor do SM (que requer uma quantidade invariante de recursos igual a R\$ 7,4 bilhões). Já a necessidade de recursos para a expansão do PBF capaz de provocar impactos de mesma magnitude, essa varia. A necessidade de recursos em cada caso é apresentada nos gráficos 4A, 4B, 4C, 4D e 4E.

Como os impactos são idênticos, esses gráficos também permitem avaliar, diretamente, a relativa efetividade dos dois instrumentos. É necessariamente mais efetivo aquele com menor custo.

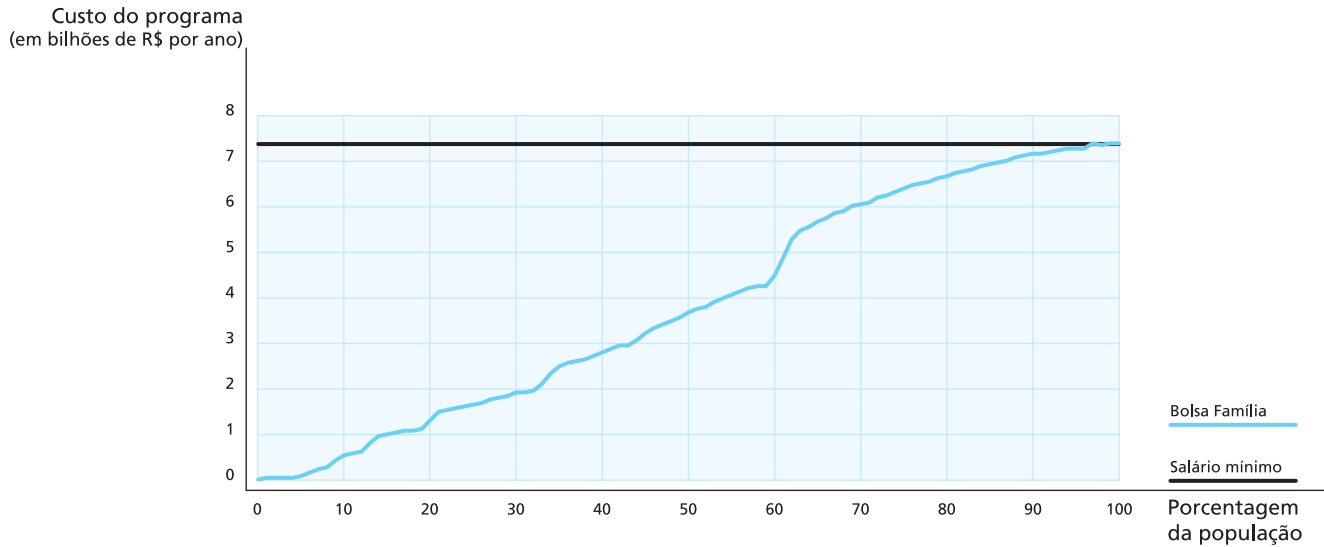
### GRÁFICO 4A

Custo anual da Bolsa Família para alcançar o mesmo impacto que um aumento de 10% no salário mínimo sobre a renda média de cada centésimo – ( $r$ )



## GRÁFICO 4B

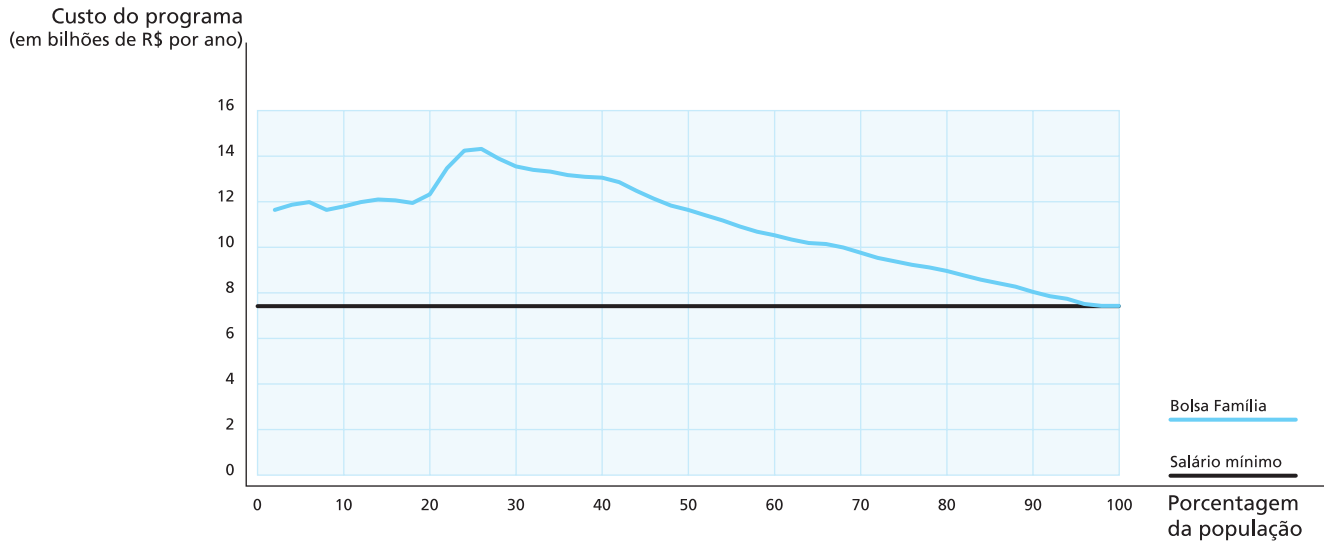
Custo anual do Bolsa Família para alcançar o mesmo impacto que um aumento de 10% no salário mínimo sobre a renda média dos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – (a)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## GRÁFICO 4C

Custo anual do Bolsa Família para alcançar o mesmo impacto que um aumento de 10% no salário mínimo sobre a renda média dos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – (m)

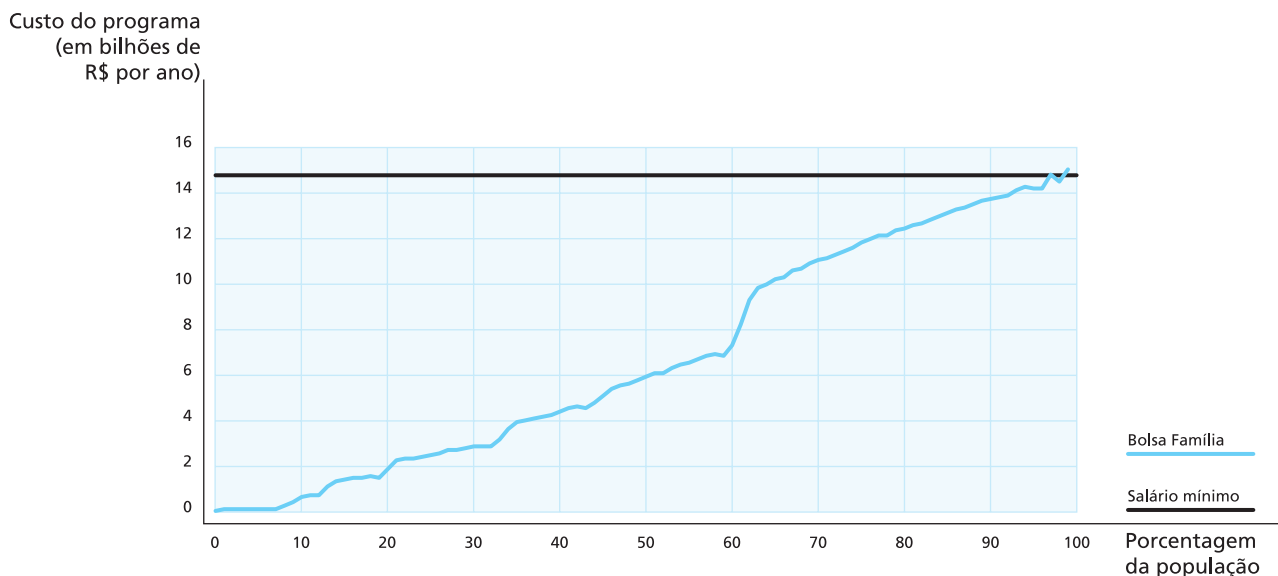


Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.



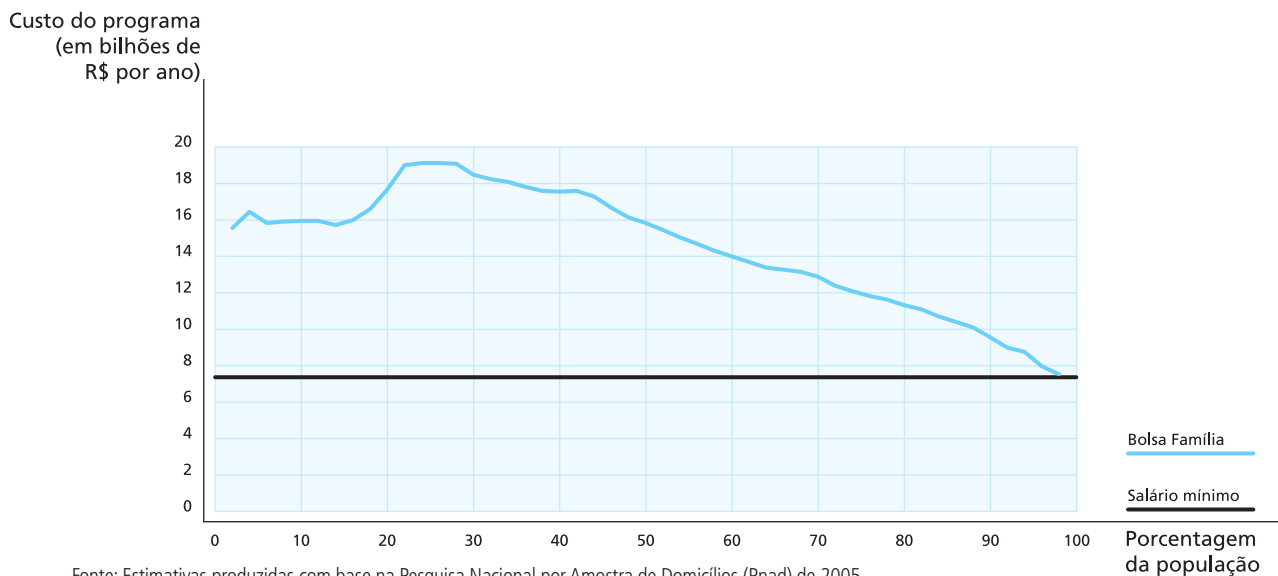
## GRÁFICO 4D

Custo anual do Bolsa Família para alcançar o mesmo impacto que um aumento de 10% no salário mínimo sobre a percentagem da renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – (I)



## GRÁFICO 4E

Custo anual do Bolsa Família para alcançar o mesmo impacto que um aumento de 10% no salário mínimo sobre a percentagem da renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – (p)



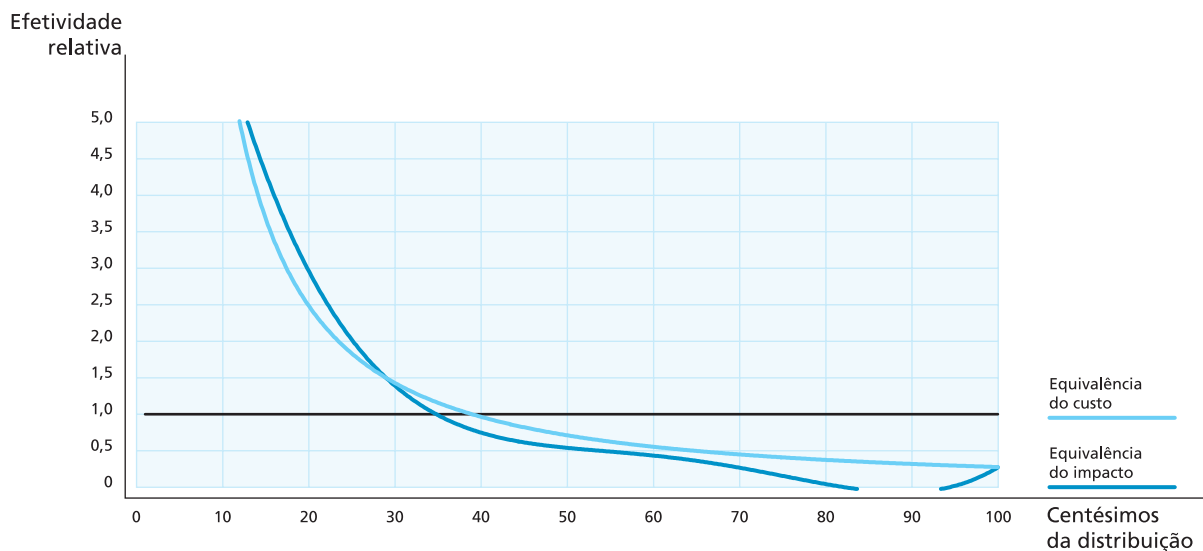
## 7 COMPARANDO A EFETIVIDADE DO SM COM A DO PBF

### 7.1 Os impactos do SM e do PBF ao longo da distribuição de renda familiar *per capita*

Como visto na seção anterior, os gráficos 2A e 4A apresentam duas formas alternativas de se avaliar a relativa efetividade distributiva do SM e do PBF. Nos dois casos, o impacto é medido sobre a renda média de cada um dos centésimos,  $r$ . No gráfico 2A, ajustamos as intervenções de tal maneira que o volume de recursos necessários para elevar ou o SM, ou os benefícios do PBF, fosse o mesmo. Nesse caso, é mais efetiva a intervenção com maior impacto. No gráfico 4A, ajustamos as duas intervenções para terem exatamente o mesmo impacto. Nesse caso, é mais efetiva a intervenção com menor custo. Para facilitar a comparação, o gráfico 5A apresenta a relativa efetividade dos dois instrumentos, a qual é medida pela razão entre os impactos quer seja quando padronizamos pelo uso de recursos, e pelo inverso da razão de custos, quer seja quando padronizamos pelo impacto.

#### GRÁFICO 5A

Efetividade relativa de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família para elevar a renda média de cada centésimo – ( $r$ )



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

Esses gráficos indicam que o PBF é o instrumento mais efetivo para elevar a renda dos primeiros 40 centésimos da distribuição, enquanto o SM é o mais efetivo para elevar a renda dos 40 centésimos seguintes. De fato, conforme revela o gráfico 5A, o PBF é cerca de duas vezes mais efetivo para elevar a renda média do 30º centésimo, enquanto o SM é duas vezes mais efetivo para elevar a renda média do 50º centésimo. Nenhum dos dois instrumentos mostra-se efetivo para elevar a renda dos 20 centésimos mais ricos.

## 7.2 O impacto do SM e do PBF sobre a pobreza

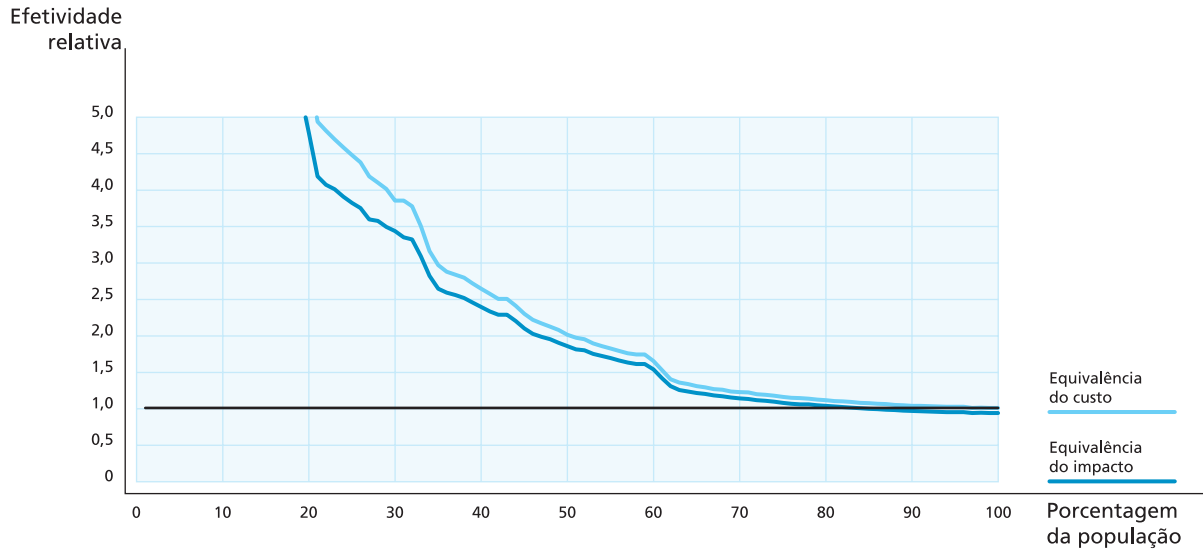
Os gráficos 2B e 4B apresentam duas formas alternativas de se avaliar a efetividade relativa do SM e do PBF no combate à pobreza. Nos dois casos, o impacto é medido sobre a renda dos  $c$  % mais pobres. Conforme vimos na seção 5, qualquer medida de pobreza deve declinar sempre que a renda dos mais pobres crescer para todo ponto de corte. No gráfico 2B, padronizamos de novo a necessidade de recursos, e, portanto, é mais efetiva a intervenção de maior impacto. No gráfico 4A, ajustamos como antes as duas intervenções para que tivessem o mesmo impacto, e, portanto, mostrou-se mais efetiva aquela de menor custo.

Esses gráficos indicam que, embora ambas as intervenções elevem a renda dos mais pobres, o PBF é claramente muito mais efetivo que o SM, qualquer que seja o ponto de corte utilizado. Para facilitar a comparação, o gráfico 5B apresenta a relativa efetividade dos dois instrumentos.

Esse gráfico indica, ainda, que o diferencial de efetividade entre as duas intervenções é maior em relação à extrema pobreza que em relação à pobreza. De fato, enquanto o PBF é apenas 2,4 vezes mais efetivo que o SM para elevar a renda dos 40% mais pobres, ele é quase 5 vezes mais efetivo para elevar a renda dos 20% mais pobres, e mais de 10 vezes mais efetivo para elevar a renda dos 10% mais pobres.

## GRÁFICO 5B

Efetividade relativa de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família para elevar a renda média dos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – (a)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

### 7.3 O impacto do SM e do PBF sobre a desigualdade

Os gráficos 2D e 4D tratam de avaliar a relativa efetividade do SM e do PBF no combate à desigualdade. Nos dois casos, o impacto é medido sobre a proporção da renda apropriada pelos  $c$  % mais pobres. Tais gráficos seguem a mesma lógica dos pares apresentados anteriormente.

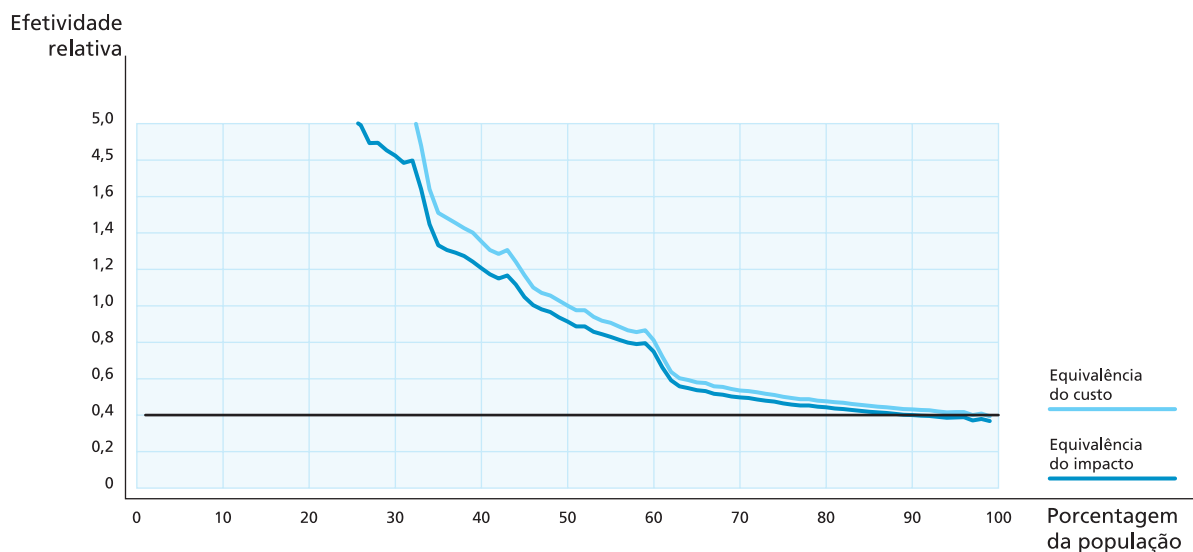
O gráfico 2D revela que o PBF eleva a participação da renda dos mais pobres, qualquer que seja o ponto de corte utilizado; portanto, reduz sem dúvida a desigualdade. Já o impacto do SM sobre a desigualdade, essa depende da medida utilizada. Como um aumento no SM reduz a porcentagem da renda apropriada pelos primeiros centésimos da distribuição, nem toda medida de desigualdade vai declinar em virtude de um aumento no SM. Por exemplo, em decorrência de um aumento de 10% no salário mínimo, a porcentagem da renda apropriada pelos 5% mais pobres declina em 0,5%.

O gráfico 5C apresenta a relativa efetividade dos dois instrumentos. O PBF é mais efetivo que o SM para elevar a porcentagem da renda dos mais pobres, qualquer que seja o ponto de corte adotado. Portanto,

o PBF é, indiscutivelmente, muito mais efetivo que o SM no combate à desigualdade, qualquer que seja a medida que se deseje utilizar.

## GRÁFICO 5C

Efetividade relativa de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família para elevar a porcentagem da renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir dos mais pobres – (I)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

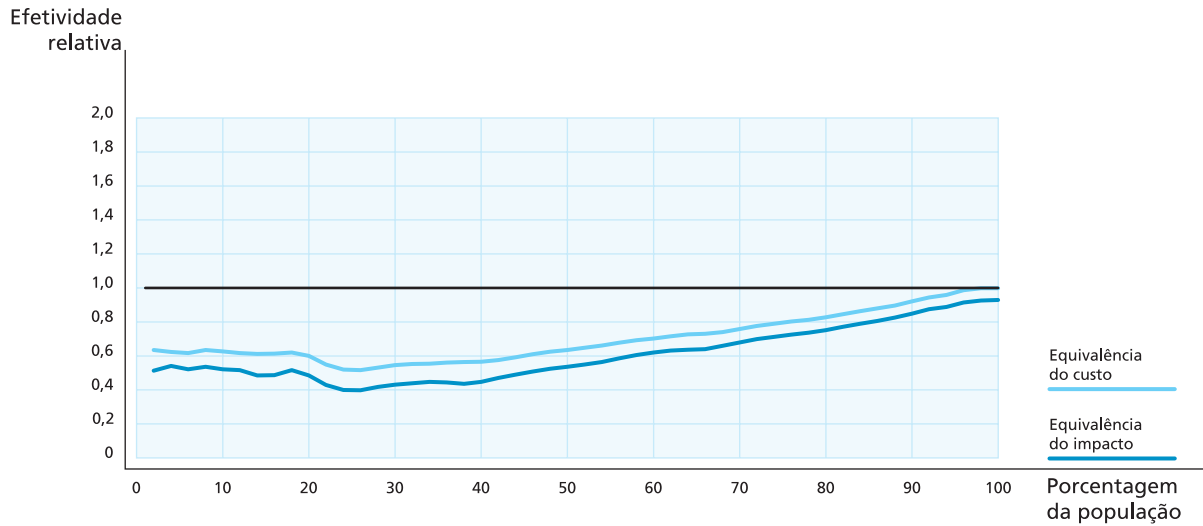
### 7.4 O impacto do SM e do PBF sobre a classe média

Os gráficos 2C e 4C permitem avaliar a efetividade relativa do SM e do PBF para elevar a renda dos centésimos centrais da distribuição, *m*. Eles indicam que o SM é inequivocamente mais efetivo que o PBF para elevar a renda dos centésimos centrais da distribuição, qualquer que seja a amplitude do grupo central que se utilize. Para facilitar a comparação, o gráfico 5D apresenta a relativa efetividade dos dois instrumentos. Note-se que o SM é mais de duas vezes mais efetivo que o PBF para elevar a renda média dos 20% ou dos 40% centrais. Por conseguinte, para obter o mesmo aumento na renda *per capita* dos 20% ou dos 40% centrais da distribuição o PBF necessitaria duas vezes mais recursos que o SM.

Como o SM é mais efetivo que o PBF para elevar a renda média dos grupos centrais da distribuição, ele também é mais efetivo para elevar a porcentagem da renda total apropriada por esses grupos (ver gráficos 2E e 4E).

### GRÁFICO 5D

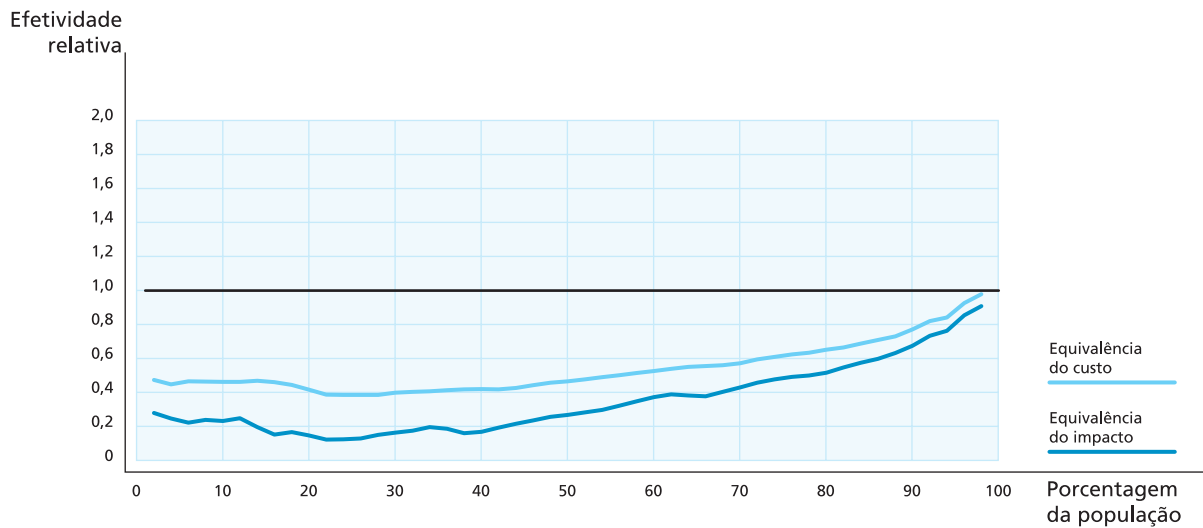
Efetividade relativa de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família para elevar a renda média dos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – (m)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

### GRÁFICO 5E

Efetividade relativa de aumentos no salário mínimo e nos benefícios do Programa Bolsa Família para elevar a renda apropriada pelos centésimos acumulados a partir do centro da distribuição – (p)



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

## 7.5 Resumo dos resultados

Nesta seção, realizamos uma ampla comparação entre a efetividade distributiva do SM e a do PBF, cujos resultados são contundentes.

Por um lado, eles revelam que o PBF é muito mais efetivo que o SM no combate à pobreza e à desigualdade, quaisquer que sejam as medidas que se deseje utilizar. Conforme vimos, se o mesmo volume de recursos for alocado às duas intervenções o impacto do PBF sobre a pobreza e a desigualdade será sempre maior que o do SM, qualquer que seja a medida utilizada. Além disso, demonstramos que, para atingir uma dada redução em qualquer medida de pobreza e de desigualdade, o volume de recursos necessários será sempre menor ao se utilizar o PBF do que quando se empregar o SM. Vimos, também, que o PBF é particularmente mais efetivo que o SM no combate à extrema pobreza.

Por outro lado, quando o objetivo é elevar a renda dos grupos centrais da distribuição, o SM é imbatível. Independentemente da extensão desse grupo central, o SM é sempre muito mais efetivo que o PBF, seja para elevar a renda desse grupo, seja para elevar a sua participação na renda total.

## 8 FATORES QUE LIMITAM A EFETIVIDADE DO SALÁRIO MÍNIMO NO COMBATE À POBREZA E À DESIGUALDADE

Aumentos no SM beneficiam as famílias que têm empregados cuja remuneração é próxima ao valor dele, além de beneficiar famílias com idosos que recebem benefícios previdenciários. Assim, o impacto de aumentos no SM sobre a distribuição de renda e, daí, sobre a pobreza e a desigualdade, depende da posição dessas famílias na distribuição de renda nacional. Quanto mais pobres forem as famílias beneficiárias, maior deverá ser o impacto de aumentos no SM sobre a pobreza e a desigualdade.

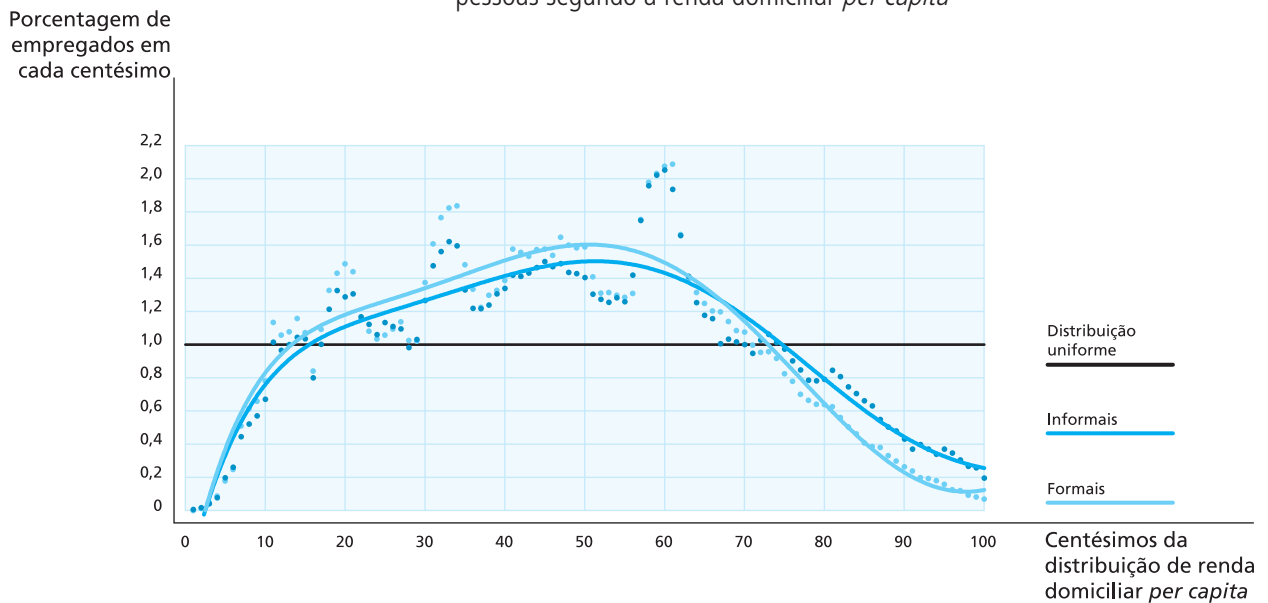
Neste último segmento do capítulo, buscamos explicar por que aumentos no SM tendem a ser pouco efetivos no combate à pobreza e à desigualdade. Por isso, buscamos identificar a posição que as famílias beneficiárias de aumentos no SM ocupam na distribuição de renda nacional. Demonstramos que a baixa efetividade deste instrumento resulta do fato de as famílias que dele se beneficiam estarem sub-representadas nos centésimos mais pobres.

## 8.1 Grau de pobreza dos trabalhadores que recebem remuneração com valor próximo ao do SM

O gráfico 6 apresenta a distribuição dos empregados formais e dos informais que recebem remuneração com valor próximo ao do SM ao longo dos centésimos da distribuição da renda familiar *per capita*. Isso nos permite identificar a posição, na distribuição de renda, dos trabalhadores beneficiados por aumentos no SM.

### GRÁFICO 6

Distribuição dos empregados formais e informais com remuneração cujo valor é próximo ao do salário mínimo<sup>1</sup> por centésimos da distribuição das pessoas segundo a renda domiciliar *per capita*



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.  
Nota: <sup>1</sup> Próxima ao mínimo entre 1,00 e 1,05 salário mínimo.

Caso os empregados formais e informais cujo valor de remuneração estivesse próximo ao do SM estivessem uniformemente distribuídos ao longo dos centésimos da distribuição de renda, teríamos 1% deles em cada um. Assim, quando a porcentagem deles supera, em um dado centésimo, 1% podemos dizer que ambos se encontram sobre-representados no centésimo. Por outro lado, quando a porcentagem deles em um dado centésimo é inferior a 1%, podemos dizer que se encontram sub-representados no centésimo.

Esse gráfico revela que tanto os empregados formais como os informais com remuneração cujo valor esteja próximo ao do SM em



geral não pertencem às famílias mais pobres do País. De fato, conforme a tabela 1 mostra apenas 15% desses trabalhadores se encontram entre os 20% mais pobres (extremamente pobres), e cerca de 40% entre os 40% mais pobres (pobres). Por conseguinte, cerca de 60% dos benefícios de um aumento no SM via mercado de trabalho não chegam aos pobres, e mais de 85% não chegam aos extremamente pobres.

**TABELA 1**

Situação de pobreza e de extrema pobreza dos empregados formais e dos empregados informais com valor de remuneração próximo ao do salário mínimo<sup>1</sup>

Indicadores	Trabalhadores com valor de remuneração próximo ao do SM <sup>1</sup>		
	Total	Formais	Informais
(Em %)			
Trabalhadores em famílias:			
Pobres (40% mais pobres)	39,8	41,0	38,2
Extremamente pobres (20% mais pobres)	14,5	15,2	13,7
Famílias pobres com ao menos um trabalhador	17,8	10,3	8,02
Famílias extremamente pobres com ao menos um trabalhador	14,8	8,59	6,35
Trabalhadores chefes de família, por tipo:			
Total	39,8	40,4	39,1
Famílias pobres	23,6	24,8	22,0
Famílias extremamente pobres	11,1	11,8	10,3

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

Nota: <sup>1</sup> Próxima ao mínimo: entre 1,00 e 1,05 salário mínimo.

## 8.2 Poucas famílias pobres têm trabalhadores que recebem remuneração com valor próximo ao do SM

O impacto sobre a pobreza e a desigualdade não depende, exclusivamente de quantos empregados cujo valor de remuneração esteja próximo ao do SM são pobres, mas também – e acima de tudo – de quantas famílias pobres e extremamente pobres têm ao menos um empregado com essa remuneração.

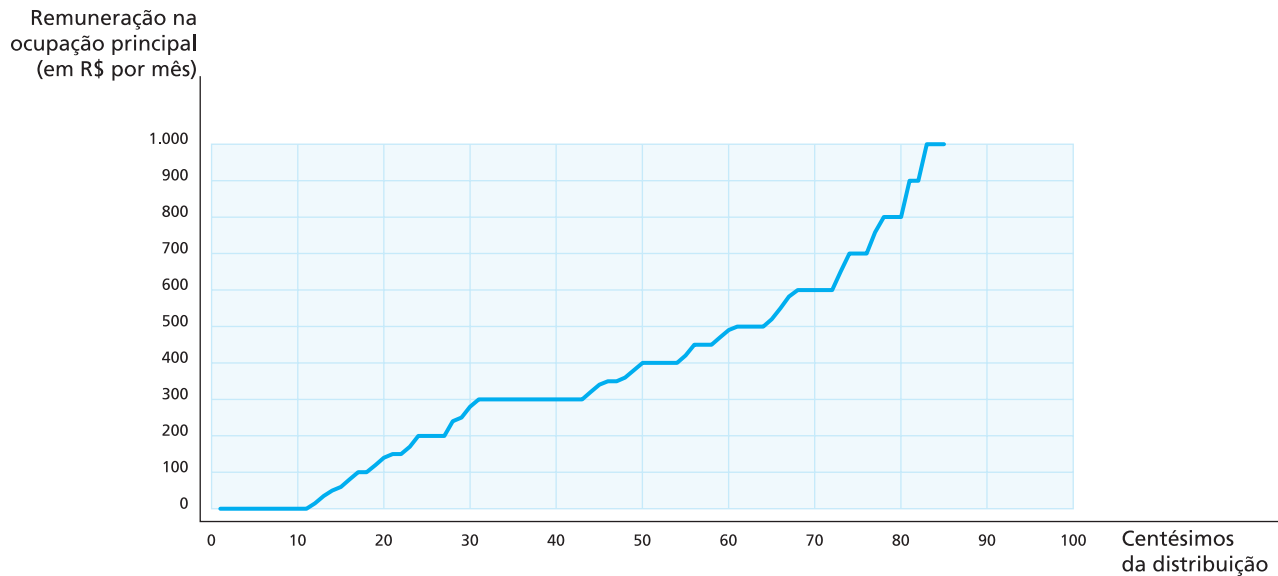
Conforme a tabela 1 deixa ver, apenas 6% das famílias extremamente pobres têm ao menos um empregado formal que recebe remuneração cujo valor esteja próximo ao do SM, e menos de 15% têm ao menos um empregado formal ou informal com esse nível de remuneração. Segue daí que o impacto dessa política sobre a extrema pobreza e, conseqüentemente, sobre a desigualdade, não poderia deixar de ser limitado.

Os empregados formais, ou informais, com tal remuneração não estão concentrados nas famílias pobres por ao menos dois motivos. O primeiro: porque cerca de 30% dos trabalhadores brasileiros rece-

bem remunerações cujo valor esteja abaixo/próximo ao do SM (ver gráfico 7). O segundo: porque 60% dos empregados com remuneração cujo valor esteja abaixo do SM não são chefes das famílias a que pertencem, e quase 90% não são chefes de família extremamente pobre (ver tabela 1).

### GRÁFICO 7

Centis da distribuição de trabalhadores ocupados segundo a remuneração na ocupação principal



Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

### 8.3 Poucas famílias pobres têm idosos, mas muitas têm crianças

Como vimos na seção 6, mais da metade dos recursos necessários para um aumento no SM decorre do aumento no piso previdenciário. Assim, quanto maior a presença de idosos entre as famílias pobres maior deverá ser o impacto do SM sobre a pobreza.

Entretanto, apenas 9% das famílias pobres e 5% das extremamente pobres têm ao menos um idoso (ver tabela 2). Por esse motivo, como demonstrado por Barros e Carvalho (2006b), apenas 1/5 do aumento nos benefícios previdenciários decorrentes de um aumento no SM beneficia as famílias pobres, levando a que aumentos no piso dos benefícios previdenciários sejam relativamente pouco efetivos no combate à pobreza e à desigualdade.

TABELA 2

Participação na população e situação de pobreza e de extrema pobreza de idosos e crianças

Indicadores	(Em %)	
	Idosos (mais de 64 anos)	Crianças (menos de 15 anos)
Participação na população	6,8	26,7
De famílias pobres com ao menos um idoso ou criança	9,3	74,9
De famílias extremamente pobres com ao menos um idoso ou criança	5,2	80,8
De pobres entre idosos e crianças	16,4	58,3
De extremamente pobres entre idosos e crianças	4,1	33,4

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005.

Nota: Estão sendo consideradas extremamente pobres as pessoas entre os 20% mais pobres da distribuição de renda *per capita*, e como pobres as pessoas entre os 40% mais pobres.

Essa baixa presença de idosos nas famílias pobres brasileiras decorre em parte da pequena participação desse grupo na população,<sup>23</sup> mas o principal fator responsável por essa baixa presença é a pequena incidência de pobreza entre eles. Enquanto cerca de 60% das crianças vivem em famílias pobres, pouco mais de 15% dos idosos vivem em famílias nessa situação (ver tabela 2).

Em suma, como apenas uma pequena parcela da população brasileira é idosa, e como apenas 16% dos idosos vivem em famílias pobres, somente 9% das famílias pobres têm ao menos um idoso e, portanto, podem ter sua pobreza reduzida por aumentos nos benefícios previdenciários. Por isso, apenas  $\frac{1}{5}$  dos benefícios gerados por um aumento no piso previdenciário acaba beneficiando as famílias pobres, levando a que esse seja um instrumento particularmente pouco efetivo no combate à pobreza e à desigualdade.

## 9 CONCLUSÕES

Embora o SM possa ter múltiplos objetivos, é comum atribuir a ele a missão de reduzir a pobreza e a desigualdade. Nesse caso, o SM é apenas um instrumento e, portanto, sua utilidade depende de ele ser, entre o leque de instrumentos disponíveis, aquele com a melhor relação custo-efetividade. Neste estudo, dando continuidade a trabalhos anteriores – Barros e Carvalho (2006a, b) –, contrastou-se a efetividade do SM com a do PBF no combate à pobreza e à desigualdade.

Todas as estimativas de custo e de impacto são obtidas com base em simulações contrafactuais que utilizam a Pnad 2005. Ao simularmos

<sup>23</sup> Apenas 7% da população brasileira tem mais de 64 anos.

aumentos nos benefícios do PBF, levamos em consideração apenas seus impactos diretos. Potenciais impactos positivos ou negativos sobre a oferta de trabalho foram ignorados.

No caso do SM, consideramos tanto o seu impacto sobre a remuneração dos empregados formais com remuneração próxima do SM, quanto a indexação informal da remuneração dos empregados sem carteira com remuneração próxima e não inferior ao SM, assim como a indexação formal do piso previdenciário. Não levamos em conta qualquer indexação dos salários dos empregados formais e dos informais acima do “novo” SM, nem dos informais muito abaixo do “antigo” SM, e tampouco o impacto que o aumento no SM poderia ter sobre a renda dos trabalhadores por conta-própria. Eventuais impactos que mudanças no SM possam ter sobre o nível de emprego, a taxa de desemprego, o grau de informalidade e a inflação também não foram levados em conta. Ao desconsiderar os impactos sobre o desemprego, a inflação e os salários acima do mínimo, as estimativas obtidas tendem a sobrestimar o real impacto do SM sobre o grau de desigualdade e, possivelmente, também sobre o grau de pobreza.

Em trabalhos anteriores – Barros e Carvalho (2006a, b), que utilizaram medidas selecionadas –, demonstramos que o SM é muito menos efetivo que o PBF, tanto no combate à pobreza quanto no combate à desigualdade. Por utilizarem linhas de pobreza e medidas de pobreza e de desigualdade específicas, tais estudos não excluem a possibilidade de o SM ser mais efetivo que o PBF caso outras medidas tivessem sido adotadas.

Neste capítulo, avançamos, ao demonstrar que o SM é um instrumento menos efetivo que o PBF, qualquer que seja a linha de pobreza e as medidas de pobreza e de desigualdade utilizadas. Para demonstrar a menor efetividade do SM em relação ao PBF no combate à pobreza, utilizamos dois procedimentos. No primeiro, mostramos que o impacto de um aumento no SM sobre a renda dos mais pobres, independentemente do ponto de corte utilizado, é sempre menor que o correspondente aumento que ocorreria caso os mesmos recursos fossem utilizados para elevar o benefício do PBF. No segundo, equivalentemente, verificamos que é sempre possível alcançar, com um volume menor de recursos, o mesmo impacto de um aumento no SM sobre a renda dos mais pobres, para todo ponto de corte utilizado, elevando-se o valor do benefício do PBF. Os dois procedimentos comprovam que o PBF tem uma melhor relação custo-efetividade que o SM quando

o objetivo é elevar a renda média dos mais pobres, qualquer que seja o ponto de corte utilizado. Uma vez que qualquer medida de pobreza deve declinar sempre que a renda dos mais pobres cresce para todo ponto de corte selecionado, constatamos que, para qualquer linha e medida de pobreza, o PBF é um instrumento com melhor relação custo-efetividade que o SM.

Para investigar a menor efetividade do SM em relação ao PBF no combate à desigualdade, também recorremos a dois procedimentos. Primeiramente, demonstramos que o impacto de um aumento no SM sobre a proporção da renda total apropriada pelos mais pobres, independentemente do ponto de corte utilizado, é sempre menor que o correspondente aumento que ocorreria se os mesmos recursos fossem utilizados para elevar o benefício do PBF. Em segundo lugar, mostramos ser sempre possível alcançar, com um volume menor de recursos, o mesmo impacto que um aumento no SM tem sobre a porcentagem da renda apropriada pelos mais pobres, independentemente do ponto de corte utilizado, elevando o valor do benefício do PBF. Assim, constatamos que o PBF tem uma melhor relação custo-efetividade que o SM quando o objetivo é elevar a proporção da renda apropriada pelos mais pobres, qualquer que seja o ponto de corte utilizado. Como qualquer medida de desigualdade deve declinar sempre que a proporção da renda apropriada pelos mais pobres cresce para todo ponto de corte, observamos que, independentemente da medida utilizada, o PBF é sempre um instrumento com melhor relação custo-efetividade que o SM.

A baixa efetividade do SM não é nada surpreendente. Considerando-se que, entre as famílias pobres, apenas 18% têm ao menos um empregado formal ou informal com remuneração cujo valor seja próximo ao do SM, e que apenas 9% têm um idoso, pergunta-se: como poderia o SM ter um impacto significativo sobre a pobreza? Apenas 15% dos empregados com remuneração próxima ao SM vivem em famílias extremamente pobres, e 40% em famílias pobres. Apenas 24% desses empregados são chefes de uma família pobre. Ora, se a maioria dos empregados e dos aposentados que recebem tal remuneração não vive em famílias pobres, e se a maioria das famílias pobres não tem nem idosos nem empregados com remuneração cujo valor seja próximo ao do SM, como poderiam aumentos no SM ser efetivos no combate à pobreza e à desigualdade? O fator determinante do sucesso do PBF é o foco nas crianças. Como 81% das famílias extremamente pobres têm crianças, todo programa de transferência centrado nas crianças terá, naturalmente, um alto grau de efetividade no combate à pobreza e à desigualdade.

Se existem instrumentos muito mais efetivos para reduzir a pobreza e a desigualdade, por que, então, devotar tanta atenção ao SM? Uma justificativa seria o SM ter outros objetivos distributivos, como elevar a renda apropriada pela parte central da distribuição. Neste capítulo, avaliamos a efetividade do SM em relação à do PBF nessa missão. Concluimos que, independentemente do grau de amplitude do grupo central da distribuição, o SM é sempre um instrumento muito mais efetivo que o PBF. Se esse é um dos objetivos centrais do SM, então a atenção que recebe é mais do que merecida. Nesse caso, entretanto, o que se deveria questionar é o sentido de um dos objetivos da política pública ser o de elevar a parcela da renda apropriada pelos segmentos centrais da distribuição de renda.

## 10 REFERÊNCIAS

BALTAR, P. Salário mínimo e mercado de trabalho. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 41-48.

BARROS, R. P. de; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. Uma agenda de combate à pobreza no Brasil. In: IPEA. **Perspectivas da economia brasileira – 1994**. Rio de Janeiro: Ipea, 1993, p. 117-129.

BARROS, R. P. de et al. **Crecimiento con equidad**, La lucha contra la pobreza en Centroamérica. New York: Pnud; Ipea: Alfaomega, 2005, 272 p.

BARROS, R. P. de et al. Conseqüências e causas imediatas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. In: PARCERIAS ESTRATÉGICAS. **Análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios** (Pnad 2004). Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, n. 22, 2006a, p. 89-119. Edição especial.

\_\_\_\_\_. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. In: *Econômica: revista do programa de pós-graduação em economia da UFF*, v. 8, n. 1, 2006b, p. 117-147.

BARROS, R. P. de et al. **Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 739).

\_\_\_\_\_. Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. **Revista Economia**, v. 2, n. 1, 2001.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. A efetividade do salário mínimo como um instrumento para reduzir a pobreza no Brasil. **Boletim de Conjuntura**, Rio de Janeiro: Ipea, n. 74, 2006a.

\_\_\_\_\_. A efetividade do salário mínimo como instrumento para reduzir a pobreza e a desigualdade. In: LEVY, P.; VILLELA, R. (Orgs.). **Uma agenda para o crescimento econômico e a redução da pobreza**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006b. (Texto para Discussão, n. 1.234).

\_\_\_\_\_. Determinantes da queda recente no grau de desigualdade de renda no Brasil. In: OFICINA. **Avaliação do impacto do Programa Bolsa Família sobre a redução da pobreza**, Brasília, 2006c.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das últimas três décadas: 1960/90. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 1, 1995.

CACCIAMALI, M. C. Pode o salário mínimo balizar a estrutura salarial das firmas? Argumentos a favor da política ativa de salário mínimo. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 147-162.

DAIN, S.; MATIJASCIC, M. Finanças públicas, salário mínimo e seguridade social. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 71-90.

DELGADO, G. Política social e distribuição de renda no Brasil. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 211-218.

DROBNY, A.; WELLS, J. Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor de construção civil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 13, n. 2, 1983, p. 415-464.

FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors**. Belo Horizonte: Centro de Planejamento e Desenvolvimento e Planejamento Regional/UFMG, 2001, 57 p. (Texto para Discussão, n. 151).

FERREIRA, F. et al. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**: revista do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF. Rio de Janeiro: v. 8, n. 1, 2006, p. 147-169.

FOSTER, J.; SEN, A. On income inequality after a quarter century. In: SEN, A. **On income inequality**. New York: Oxford University Press, 1997. Expanded edition with substantial annexe by James E. Foster and Amartya Sen.

FOSTER, J.; SHORROCKS, A. Poverty orderings. **Econometrica**, v. 56, 1988a, p. 173-178.

\_\_\_\_\_. Inequality and poverty orderings. **European Economic Review**, v. 32, 1988b, p. 654-662.

\_\_\_\_\_. Poverty orderings and welfare dominance. **Social Choice and Welfare**, v. 5, 1988c, p. 179-198.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997-2004. **Econômica**: revista do programa de pós-graduação em economia da UFF. Rio de Janeiro: v. 8, n. 1, 2006a, p. 55-81.



\_\_\_\_\_. Brasil, 2004: menos pobres e menos ricos. In: PARCERIAS ESTRATÉGICAS. **Análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios** (Pnad 2004). Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, n. 22, 2006b, p. 77-88. Edição especial.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Manual do entrevistador da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios** (Pnad) 2005, Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. **Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: the recent Brazilian experience**. Brasil: Working Paper, n. 26, Pnud, 2006.

LAVINAS, L. Salário mínimo, linha de pobreza e benefícios assistenciais: desvincular é preciso? In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 121-134.

LEMOS, S. **Minimum wage effects on wages, employment and prices: Implications for Poverty Alleviation in Brazil**. University of Leicester/Department of Economics, 2005. (Discussion Paper, n. 05/15).

MARQUES, R. M. Salário mínimo, seguridade social e combate à pobreza. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005. p. 107-120.

MONTAGNER, P. O salário mínimo e a dinâmica social. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 49-58.

NERI, M. **Efeitos informais do salário mínimo e pobreza**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 724).

NEUMARK, D.; CUNNINGHAM, W.; SIGA, L. **The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996-2001**. Working Paper, University of California-Irvine/Departamento de Economia, 2004.

PINTO, M.; MARINHO, L. Apresentação. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005. p. 59-68.

POCHMANN, M. Ciclos dos valores do salário mínimo e seus efeitos redistributivos no Brasil. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 137-146.

RAMOS, L.; REIS, J. G. Salário mínimo, distribuição de renda e pobreza no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: Ipea, v. 25, n. 1, 1995.

SABOIA, J. Salário mínimo e mercado de trabalho no Brasil no passado recente. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 59-68.

SANTOS, L. A. dos; GIMENEZ, D. Política de salário mínimo e as finanças públicas. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. **Salário mínimo e desenvolvimento**. Campinas, São Paulo: Instituto de Economia/Unicamp, 2005, p. 91-106.

SOARES, S. **O impacto distributivo do salário mínimo**: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 873).

\_\_\_\_\_. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**: revista do programa de pós-graduação em economia da UFF. Rio de Janeiro: v. 8, n. 1, 2006, p. 83-115.

SHORROCKS, A. Raking income distributions. **Econômica**, 50, 1983, p. 1-17.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. **Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.168).

VERAS, F. et al. **Programas de transferência de renda no Brasil**: impactos sobre a desigualdade. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.228).

# Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

## Editorial

### Coordenação

Iranilde Rego

### Supervisão

Aeromilson Mesquita

### Revisão

Corina Barra Soares

Rúbia Maria Pereira

### Apoio Editorial

Ângela Pereira da Silva de Oliveira (estagiária)

Camila de Paula Santos (estagiária)

Melina Karen Silva Torres (estagiária)

Nathalia Martins Peres Costa (estagiária)

### Editoração Eletrônica

Jeovah Szervinsk Junior

Rosa Maria Banuth Arendt

### Capa e Projeto Gráfico

Rosa Maria Banuth Arendt

## Comitê Editorial

### Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar, sala 912

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

## Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES – 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

## Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50 – 6º andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234

Fax: (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br



Composto em garamond 12/11 (texto)  
Frutiger 47 (texto de rodapé e tabelas)  
Frutiger 65 (Título, entretítulo e tabelas)  
Frutiger 55 (gráficos),  
Impresso em papel Reciclato 90g/m<sup>2</sup> (miolo)  
Cartão Supremo 250g/m<sup>2</sup> (capa)  
em Brasília, Capital Federal