

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1261

**SEGMENTAÇÃO NO MERCADO DE
TRABALHO E DESIGUALDADE DE
RENDIMENTOS NO BRASIL: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA**

Gabriel Ulyssea

Rio de Janeiro, fevereiro de 2007

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1261

SEGMENTAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO E DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA*

Gabriel Ulyssea**

Rio de Janeiro, fevereiro de 2007

* O autor é extremamente grato aos comentários, sugestões e críticas de Miguel Foguel. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade do autor. Este artigo é um dos capítulos de Barros, Foguel e Ulyssea (2007).

** Pesquisador da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea.

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

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

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

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

ISSN 1415-4765

JEL: J42, J31

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo Ipea e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

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

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

SINOPSE

O objetivo deste artigo é analisar os determinantes da evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil ao longo do período 1995-2005 e, em particular, no período 2001-2005. O artigo se concentra no papel desempenhado por três formas básicas de segmentação no mercado de trabalho: espacial, setorial e formal-informal. Para tanto, utiliza-se uma metodologia simples de análise contrafactual, baseada em um método paramétrico que remonta à literatura relacionada ao trabalho de Juhn, Murphy e Pierce (1993). Os resultados mostram que o efeito-preço total teve um papel importante na queda da desigualdade de rendimentos observada no período como um todo, sendo que esse efeito acentuou-se no período mais recente. Dentre 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.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the determinants of wage inequality evolution in Brazil in the 1995-2005 period and, in particular, in the 2001-2005 period. The paper focus on the role played by three basic forms of labor market segmentation: spatial, activity sector and formal-informal. For that, I perform a simple counterfactual analysis based on a parametric method that relates to the work of Juhn, Murphy and Pierce (1993). The results show that the total price-effect is important to explain the wage inequality fall observed in the entire period, and especially important in the more recent period. Among the different aspects of labor market segmentation, the most important one in relative terms is the wage gap between formal and informal workers.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 DADOS E ALGUNS FATOS ESTILIZADOS	9
3 ANÁLISE PRELIMINAR DA ESTRUTURA DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS: DECOMPOSIÇÕES ESTÁTICAS	11
4 METODOLOGIA DA ANÁLISE CONTRAFCTUAL	15
5 RESULTADOS DOS EXERCÍCIOS CONTRAFCTUAIS	18
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	24
REFERÊNCIAS	25
ANEXO	26

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 Menezes-Filho *et al.* (2007), 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, sendo o mais evidente deles 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 nos últimos 30 anos. Portanto, entender os determinantes de tal queda é uma questão de primeira ordem para a agenda de políticas sociais no país, de forma que seja possível prolongar ou mesmo aprofundar essa tendência de queda por um longo período.

Um fator importante para entender a evolução da desigualdade de renda é o comportamento do mercado de trabalho. Com efeito, Ipea (2006) 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 (diagrama 2, p. 57). 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.

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 toda a 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 semelhantes para decompor a distribuição de rendimentos e diferentes medidas de desigualdade. Entre esses, é possível destacar os de Menezes-Filho *et al.* (2007), Foguel e Azevedo (2007) e Firpo e Reis (2007).¹

1. Este último utiliza um método semiparamétrico para identificar o impacto de elevações do salário mínimo sobre a distribuição de rendimentos do trabalho.

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 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 a perguntas como “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 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 entre 2001 e 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 (entre 14% e 22%, dependendo da medida de desigualdade considerada), efeito que se agravou no período 2001-2005 (entre 17% e 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, dois fatores 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 desiguais 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 artigo 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 1995-2005.² A unidade de análise básica é o trabalhador – 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 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);³ e a região em que reside (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste ou 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.⁴

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.⁵

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.

2. 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 perda do ano de 2000.

3. A classificação de municípios segue a divisão adotada no plano amostral da Pnad. O primeiro estágio do plano consiste na seleção dos municípios, na qual os municípios do Brasil são divididos em três categorias. A primeira é composta por municípios das regiões metropolitanas; a segunda, por municípios médios que são considerados auto-representativos; e a terceira, pela grande maioria dos municípios pequenos. Os municípios metropolitanos e os auto-representativos são incluídos com probabilidade um na amostra, pois são os municípios de maior porte. Já os municípios pequenos são amostrados com probabilidade proporcional à sua população. Cabe notar ainda que os mesmos municípios são mantidos em todas as Pnads entre dois censos (SOARES; PIANO, 2003).

4. Além dessas, todas as regressões contêm como regressores a escolaridade e a idade ao quadrado.

5. Nessa tabela, assim como em todas as regressões feitas ao longo do trabalho, foram utilizados os pesos amostrais da Pnad.

TABELA 1

Variáveis utilizadas, médias e composição da amostra para cada ano

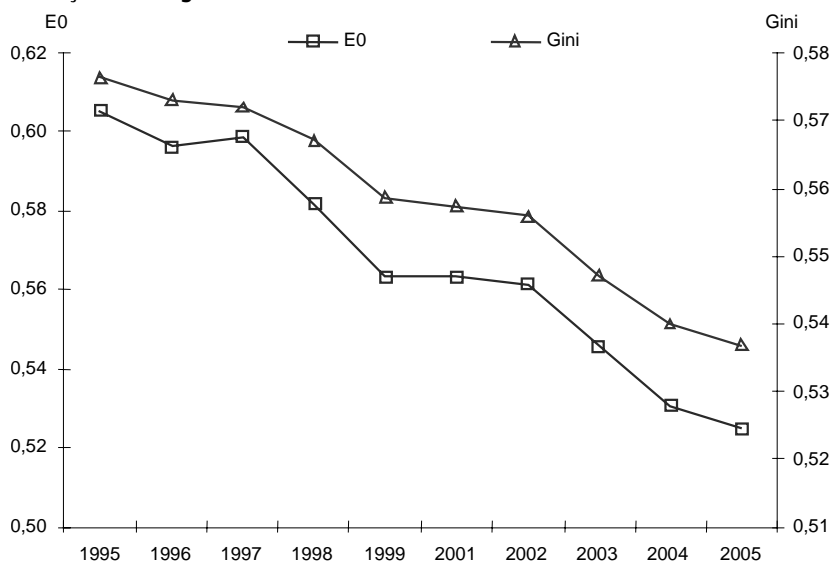
	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Rendimentos ^a	850,36	876,57	881,81	868,42	811,31	801,03	785,81	742,87	741,67	777,33
Idade (média)	34,81	34,85	35,01	35,19	35,36	35,38	35,56	35,74	35,81	35,87
Educação (média)	6,25	6,49	6,56	6,74	6,84	7,19	7,38	7,59	7,76	7,92
Urbana (proporção)	0,833	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
Administração 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

^a Em R\$ de setembro de 2004.

Dito isso, o primeiro e talvez o mais importante fato a ser destacado seja 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 – e teve como períodos de maior intensidade o triênio 1997-1999 e o quadriênio 2002-2005.

GRÁFICO 1
Evolução da desigualdade de rendimentos – 1995-2005



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 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.

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 nessa direção, 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 maiores informações a respeito da estrutura da desigualdade, identificando que parcela dela pode ser atribuída à desigualdade existente 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).⁶ É possível mostrar que, para qualquer medida da classe de Entropia Generalizada (I), temos que a expressão $I_B + I_W = I$ é sempre válida, onde o primeiro termo é definido pela expressão

$$I_B = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\sum_{j=1}^k f_j \left(\frac{\mu(y_j)}{\mu(y)} \right)^\alpha - 1 \right], \text{ sendo } \mu(y_j) \text{ a renda média do subgrupo } j=1, 2, \dots, k$$

e f_j é a proporção desse subgrupo na população.⁷ Quanto à desigualdade intragrupos,

esta 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 , $j = 1, 2, \dots, k$.⁸ 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 Π denota uma dada partição da amostra segundo um atributo qualquer.

Como o foco deste artigo 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), 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.⁹

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.

6. A metodologia utilizada aqui é a mesma apresentada por Ferreira *et al.* (2006, 2007), que, por sua vez, baseiam-se no trabalho de Ferreira e Litchfield (2001).

7. O parâmetro α pertencente 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 α alto, a medida é sensível às mudanças na distribuição que afetam a cauda superior. Para α 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).

8. 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.

9. Note que ao considerar todas as possibilidades de *status* ocupacional do mercado de trabalho, vai-se além da análise da segmentação formal-informal definida de forma estrita, pois esta envolveria apenas a partição entre trabalhadores com carteira, sem carteira e por conta própria (ver mais sobre esse ponto na seção 4).

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

(Em %)

	Porte do município		Posição 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
Δ 1995/2005	-27,0	-28,9	-0,1	-1,4	-6,6	-4,2	-33,6	-35,0	-7,4	-10,0
Δ 2001/2005	-19,0	-19,4	9,9	8,0	-12,9	-11,0	-18,5	-17,2	-3,3	-4,7

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Os resultados da tabela 1 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, 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 o período analisado – particularmente no caso dos trabalhadores por conta própria (ver gráfico A.2) – o que contribui para elevar a desigualdade de rendimentos entre trabalhadores formais e informais. Por outro, 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.¹⁰ Entretanto, parece que os efeitos positivos não foram suficientes para compensar os

10. 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).

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, estas 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 no 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.3). 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 cerca de 27%, tendo boa parte ocorrido no período de 2001 a 2005. Esse resultado, aliado ao fato de que o diferencial de salários entre trabalhadores de municípios grandes e médios em comparação com os pequenos tem se reduzido substancialmente (ver gráfico A.1), sugere que o aparente processo de integração espacial do mercado de trabalho pode ter sido um determinante importante da redução da desigualdade de rendimentos.

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, 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 (ver 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*,¹¹ as diferenças entre trabalhadores rurais e urbanos e entre diferentes regiões vêm perdendo importância para explicar a desigualdade de rendimentos total.

11. Ver, entre outros, Ipea (2006), Barros *et al.* (2007) e Ferreira *et al.* (2007).

4 METODOLOGIA DA ANÁLISE CONTRAFACTUAL

A metodologia de análise utilizada para os exercícios contrafactuais é muito simples e está baseada 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 ou metodologias semelhantes para decompor a distribuição de rendimentos e diferentes medidas de desigualdade. Entre esses trabalhos, destacam-se Menezes-Filho *et al.* (2007), Foguel e Azevedo (2007), Firpo e Reis (2007). 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 artigo 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 a perguntas como: “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 a seguinte regressão de salários:

$$y_{i,t} = X_{i,t}\beta_t + u_{i,t}, \quad (1)$$

em que i denota o indivíduo, t o período de tempo (nesse caso, cada ano da amostra), y_{it} o logaritmo do rendimento real, X_{it} o vetor de características observáveis do

indivíduo i no período t ,¹² β_t o vetor de coeficientes do período t (os preços do período t) e u_{it} 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.

Essa equação de salários é estimada para cada ano t , usando 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 que as variáveis observáveis incluídas na regressão não são 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 , $\hat{\beta}_t$ é o vetor de coeficientes estimados por MQO e $\hat{u}_{i,t}$ é o resíduo estimado.

Dessa forma, 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, Fortin e Lemieux (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

12. 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* de região (a região Norte é omitida).

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 α_{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 desses, 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:

$$C^j = 1 - \frac{I(y_j) - I(y_{t_0})}{I(y_{t_1}) - I(y_{t_0})} = \frac{I(y_{t_1}) - I(y_j)}{I(y_{t_1}) - I(y_{t_0})}, \quad (5)$$

em que $I(\cdot)$ é uma medida de desigualdade qualquer (coeficiente de Gini, índice de Theil etc.), y_{t_1} é o vetor de rendimentos observado no período final (denotado por t_1), y_{t_0} é o vetor de rendimentos observado no período inicial (denotado por t_0) e y_j é o vetor de rendimentos contrafactuais, em que j denota o preço que está sendo 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 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 inicial o ano de 1995, a medida C^j será dada por:

$$C^a = \frac{I(y_{05}) - I(y_a)}{I(y_{05}) - I(y_{95})} \quad (6)$$

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_{it} 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 controle¹³ (que é uma forma funcional bastante flexível), a forma funcional adotada não inclui, por exemplo, nenhum tipo de interação entre elas.

5 RESULTADOS DOS EXERCÍCIOS CONTRAFCTUAIS

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 analisar o seu impacto sobre o grau de desigualdade e 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 diferentes tamanhos; diferenciais entre trabalhadores de diferentes 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,¹⁴ os exercícios realizados fixam apenas os coeficientes relativos às *dummies* de sem carteira e 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 os 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.

Além desses fatores relativos às diferentes formas de segmentação no mercado de trabalho, foram acrescentados os resultados relativos 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, permite comparar os resultados obtidos aqui com

13. As únicas exceções são as variáveis anos de escolaridade e idade, para as quais se supõe uma forma funcional quadrática.

14. Trabalhador sem carteira, conta-própria, empregador e funcionário público ou militar (a categoria omitida é o trabalhador com carteira).

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 resultados¹⁵ dos exercícios contrafactuais realizados para o período 1995-2005. Ela 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^i (%)	$I(y_c) - I(y_{95})$	C^i (%)
Todos os preços	-0,051	37,17	-0,025	37,94
Educação	-0,054	33,48	-0,027	30,99
Diferenças entre municípios	-0,074	8,55	-0,036	8,49
Diferenças entre setores	-0,088	-9,59	-0,043	-9,45
Diferenças urbano-rural	-0,077	4,14	-0,038	3,72
Diferenças formal-informal	-0,098	-22,07	-0,045	-14,03
Diferenças entre regiões	-0,081	-1,04	-0,040	0,10
Variação absoluta observada [$I(y_{05}) - I(y_{95})$]		-0,080		-0,040

Os resultados mostram que o efeito-preço total teve um papel importante na queda da desigualdade observada no período, correspondendo a aproximadamente 37% dela. 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.

Entre os atributos de interesse, o diferencial existente entre trabalhadores formais (com carteira) e informais (sem carteira e conta-própria) foi aquele que teve 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.2). Ambos subiram significativamente ao longo desses dez anos, o que contribuiu para ampliar as diferenças entre os dois grupos de trabalhadores.¹⁶

15. Note-se que as tabelas 3 e 4 seguem a mesma notação introduzida na seção 4, expressões (5) e (6).

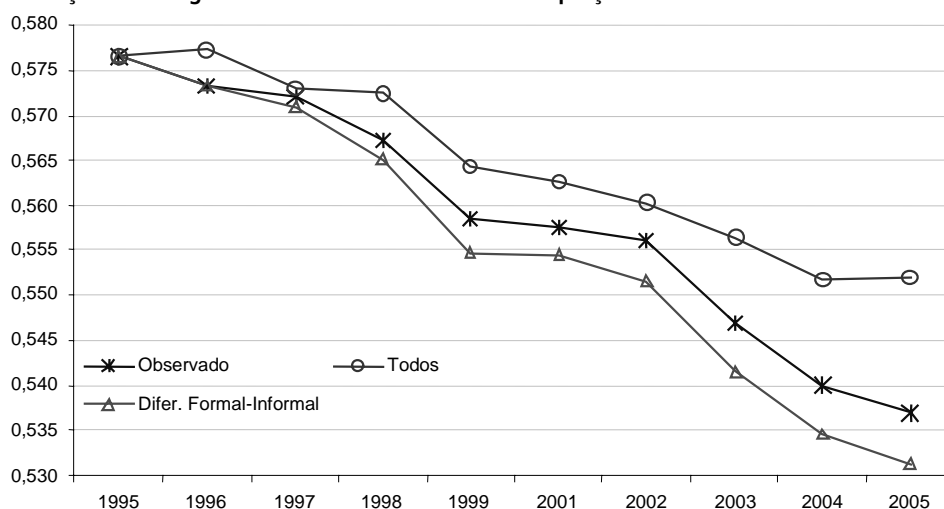
16. Cabe notar que esse efeito negativo tão acentuado não foi captado nas análises de decomposição da seção 3, quando se considerou o papel da desigualdade entre trabalhadores de todas as categorias ocupacionais, incluindo empregadores e funcionários públicos. Portanto, isso pode estar indicando que a inclusão dessas categorias atua de alguma forma para atenuar o efeito negativo da ampliação do diferencial entre formais e informais.

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.6 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,¹⁷ 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 aqueles mais positivamente afetados.

Uma outra forma de analisar o efeito dos preços e do diferencial formal-informal é analisar como teria evoluído a desigualdade de rendimentos caso estes 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.

GRÁFICO 2

Evolução das desigualdades contrafactuais – todos os preços e diferencial formal-informal



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 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

17. 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.

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.

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. Em outras 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 rendimentos. O gráfico A.5 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 apresentou um efeito positivo, explicando aproximadamente 9% da queda na desigualdade de rendimentos. Assim, esse resultado – aliado ao resultado apresentado pelo gráfico A.1, de queda contínua do diferencial entre municípios – sugere que o mercado de trabalho passou a estar mais integrado espacialmente e que esse fenômeno, por seu turno, teve 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 o tenha feito de forma um pouco mais moderada (entre 5% e 6%).

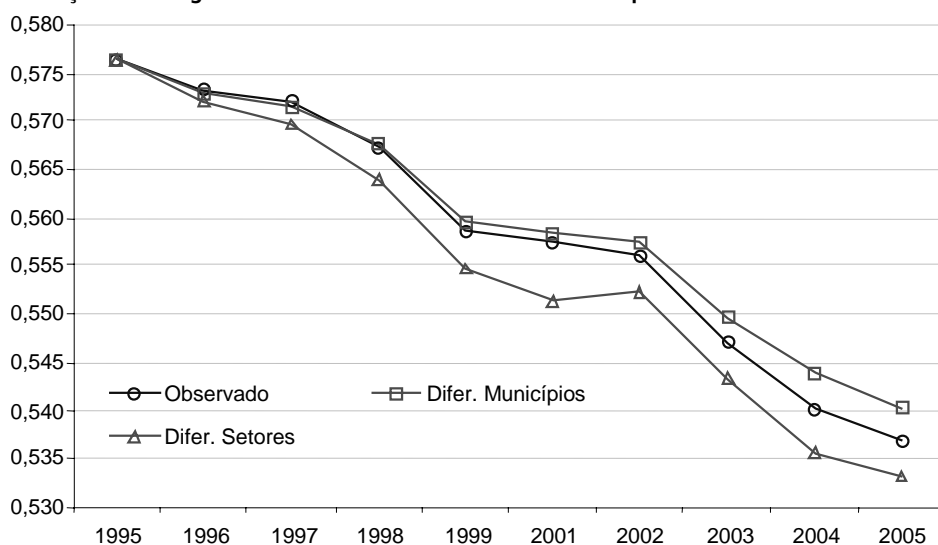
Portanto, esses resultados confirmam a análise levantada na seção 3, na qual se apontou a redução da importância dos diferentes aspectos espaciais e geográficos para explicar a desigualdade total. A análise desta subseção indica ainda que o porte do município foi o determinante espacial/geográfico com 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, sendo negativo para o 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 (ver 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 se torna mais importante a partir de 2001 e se amplia de forma significativa a partir de 2002.

GRÁFICO 3

Evolução das desigualdades contrafactuais – setores e municípios



5.2 RESULTADOS PARA O PERÍODO 2001-2005

A análise da subseção anterior – em particular 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, dentro do 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 com maior detalhe, replicando a análise da subseção anterior, porém tendo como referência o ano de 2001 e mantendo como período final o ano de 2005.

Iniciando pela análise da tabela sintética, 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 cerca de 51% no período 2001-2005. Esse resultado encontra algum respaldo nos gráficos A.1 a A.4, pois uma inspeção visual sugere que, a partir de 2001, ocorre 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 Foguel e Azevedo (2007), que mostram que o efeito-preço se torna mais importante para explicar a evolução da desigualdade no período mais recente em comparação com o efeito-quantidade.

TABELA 4

Exercícios contrafactuais – tabela sintética

	E(0)		Gini	
	$I(y_2) - I(y_{01})$	$C'(\%)$	$I(y_2) - I(y_{01})$	$C'(\%)$
Todos os preços	-0,018	51,91	-0,010	50,02
Educação	-0,025	34,88	-0,014	31,34
Diferenças entre municípios	-0,034	10,41	-0,019	9,98
Diferenças entre setores	-0,033	14,67	-0,018	12,02
Diferenças urbano-rural	-0,038	1,36	-0,020	1,61
Diferenças formal-informal	-0,049	-28,14	-0,024	-16,64
Diferenças entre regiões	-0,040	-3,32	-0,021	-0,58
Varição absoluta observada [$I(y_{05}) - I(y_{01})$]		-0,038		-0,021

Um segundo aspecto a ser ressaltado é o aumento da importância relativa do efeito negativo do diferencial entre trabalhadores formais e informais, confirmando os resultados apresentados no gráfico 2. De forma semelhante ao que ocorre no período como um todo, de 2001 a 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.9 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.8, 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 contrário, 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 o bom desempenho do agronegócio nesse período seja um dos fatores determinantes desse efeito.

Por fim, o diferencial entre trabalhadores localizados em municípios de diferentes tamanhos aumenta substancialmente 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 (ver 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 e 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, que 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, tendo esse percentual oscilado 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 utiliza 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, médios e 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.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCOS, S.; MENDONÇA, R. A queda recente da desigualdade de renda no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro, 2007. No prelo.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Ipea, 2002 (Texto para discussão, n. 897).

COWELL, F. A. *Measuring inequality*. 2ª 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. 1.001-1.044, 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.; LITCHFIELD, J. A.; LEITE, P.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 147-169, 2006.

———. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil: uma atualização para 2005. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro, 2007. No prelo.

FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a recente queda da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro, 2007. No prelo.

FOGUEL, M.; AZEVEDO, J. P. Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1995 - 2005. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro, 2007. No prelo.

IPEA. *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*. Brasília: Ipea, ago. 2006 (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acessado em: 13 fev. 2007.

JUHN, C.; MURPHY, K.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, v. 101, June 1993.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro, 2007. No prelo.

RAMOS, L. *Padrão espacial da evolução do emprego formal: 1995-2003*. Ipea, 2005 (Texto para discussão, n. 1.102).

ROCHA, R. *Distribuição de renda e percepção da desigualdade*. 2004. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2004. Mimeo.

SOARES, F. V. *Some stylized facts of the informal sector in Brazil*. 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*. Ipea, 2003 (Texto para discussão, n. 994)

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 4, 2006a.

_____. *Determinantes da informalidade no mercado de trabalho brasileiro*. 2006b. Mimeo.

ANEXO

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 ²	-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)**

(continua)

(continuação)

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
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 ²	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-representativo	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)**
Metropolitano	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)**
funcionário 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)**
administração 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 ²	0,57	0,56	0,58	0,58	0,57	0,56	0,57	0,55	0,55	0,55

Nota: Estatística t robusta entre parênteses.

* Significante a 5%.

** Significante a 1%.

GRÁFICO A.1

Diferencial em relação a municípios não auto-representativos

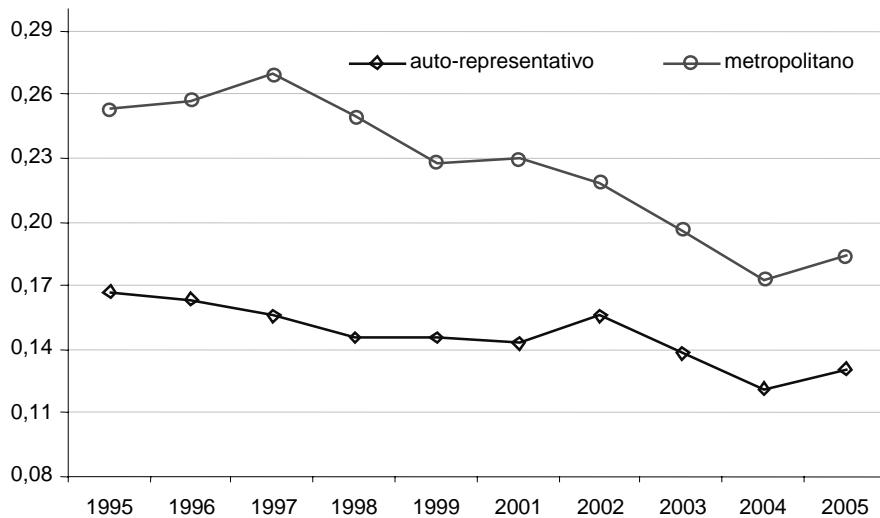


GRÁFICO A.2

Evolução do diferencial entre trabalhadores formais e informais

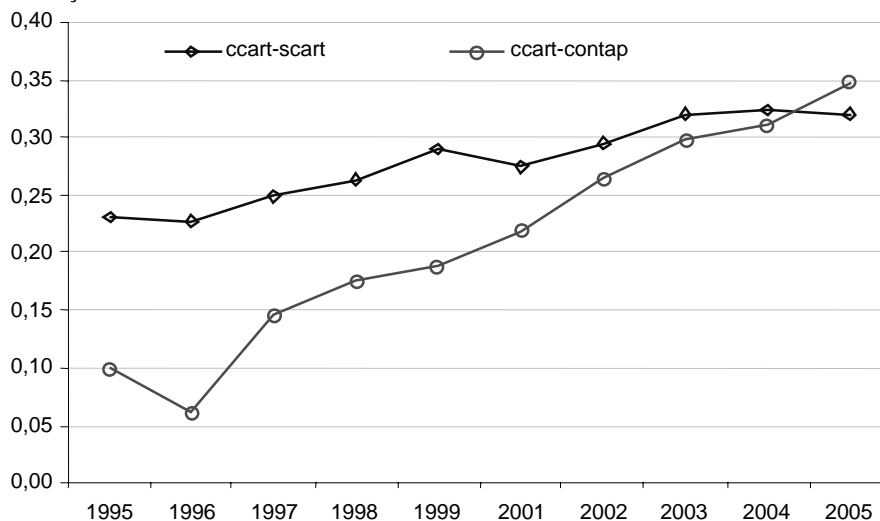


GRÁFICO A.3

Evolução do diferencial entre setores

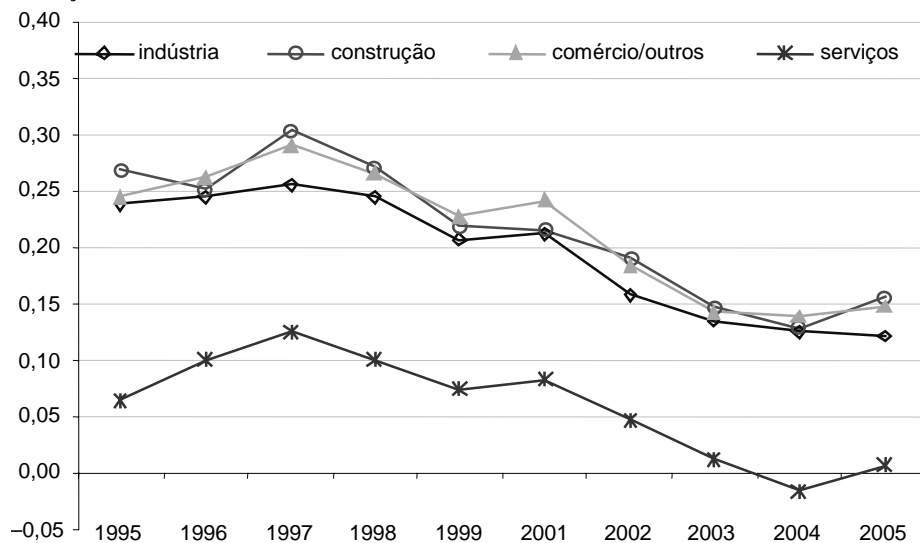


GRÁFICO A.4

Evolução do diferencial entre áreas urbanas e rurais

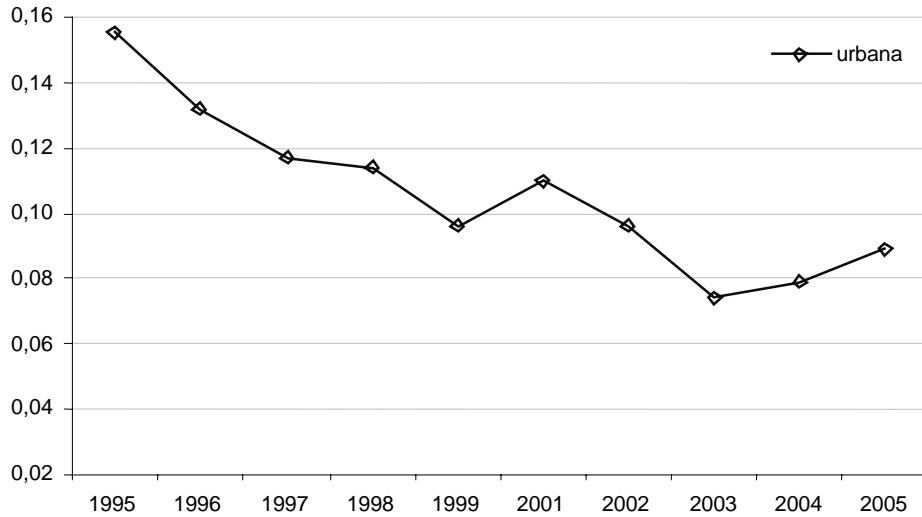


GRÁFICO A.5

Variação da renda média por centésimo, observada e contrafactual – setores

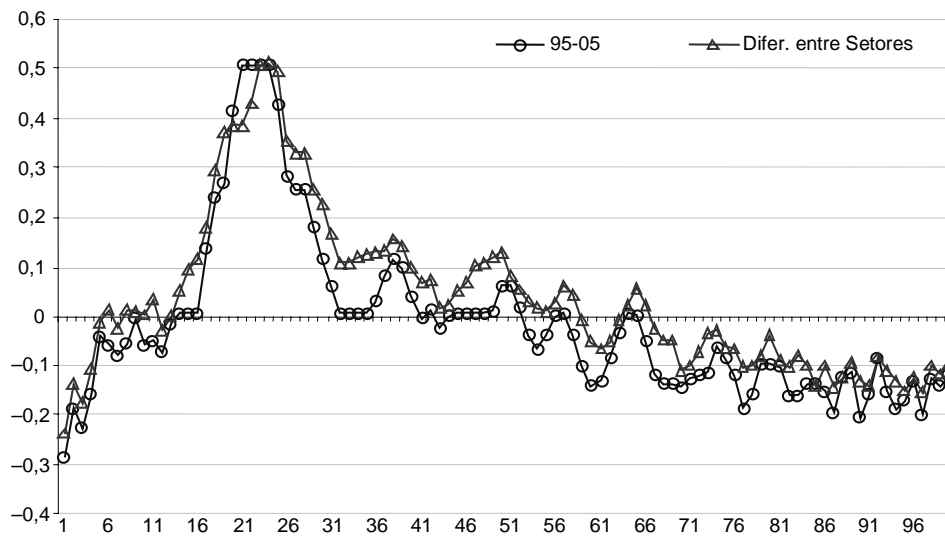


GRÁFICO A.6

Variação da renda média por centésimo, observada e contrafactual – formal-informal

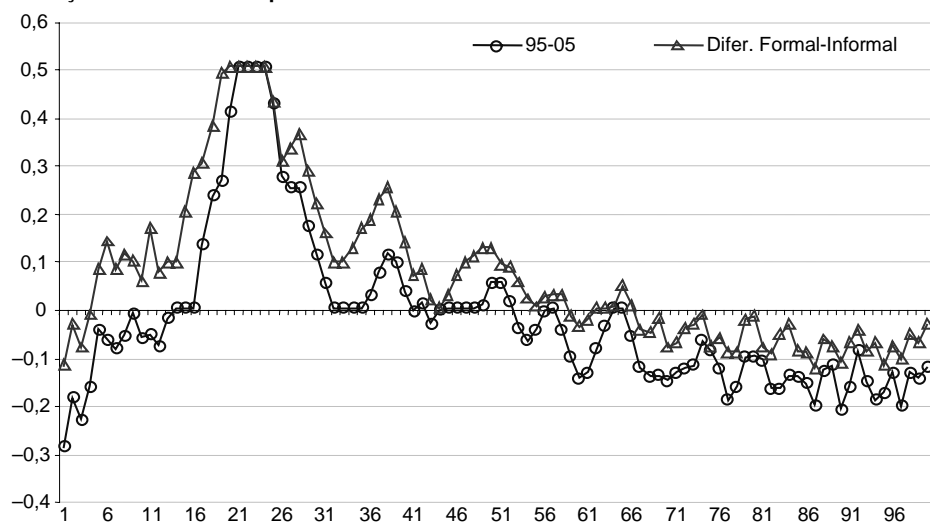


GRÁFICO A.7

Variação da renda média por centésimo, observada e contrafactual – municípios

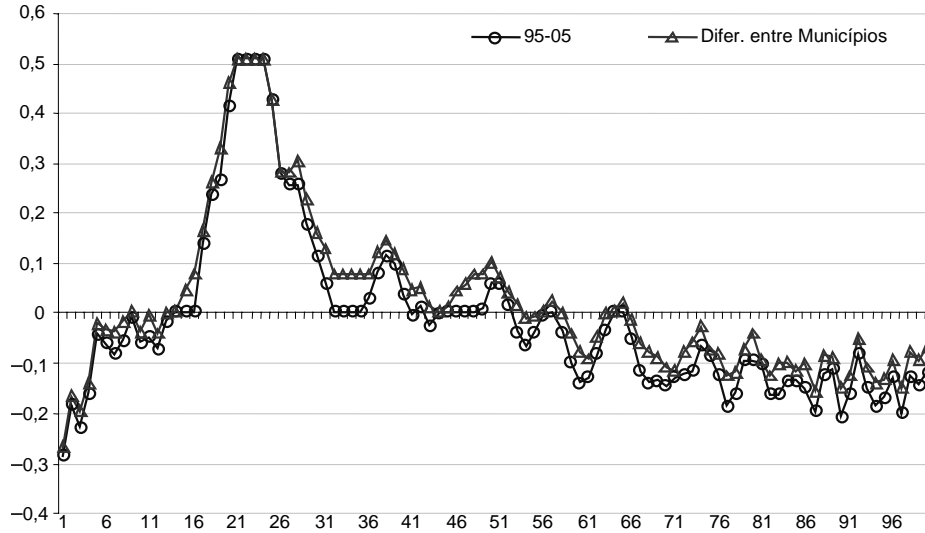


GRÁFICO A.8

Variação da renda média por centésimo, observada e contrafactual – setores

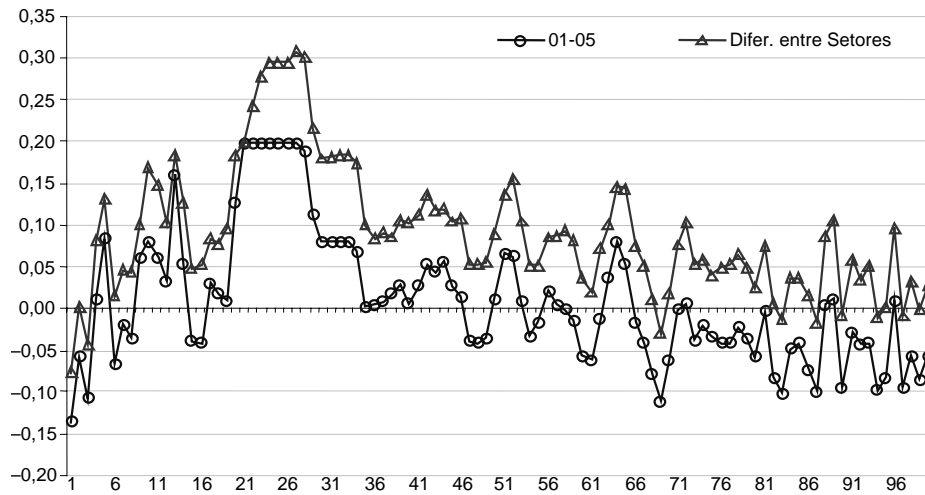


GRÁFICO A.9

Variação da renda média por centésimo, observada e contrafactual – formal-informal

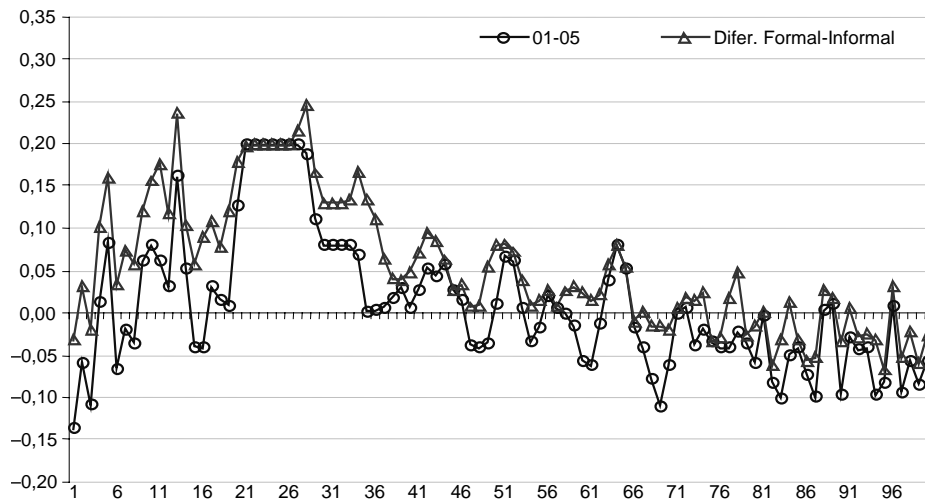
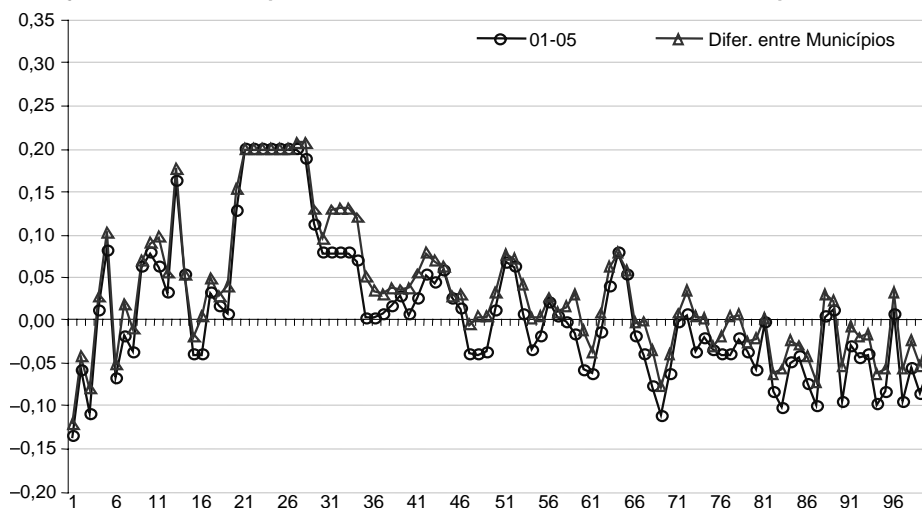


GRÁFICO A.10

Varição da renda média por centésimo, observada e contrafactual – municípios.



EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Marcos Hecksher

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Míriam Nunes da Fonseca

Tamara Sender

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Leandro Daniel Ingelmo (estagiário)

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9^a andar – sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9^a andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6^a andar — Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433 – 3515-8426

Fax (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 145 exemplares