

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

CONTRATOS DE TRABALHO NAS MICROEMPRESAS NO BRASIL

Joana C. M. Monteiro e Juliano J. Assunção

UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: FOCALIZAÇÃO E IMPACTO NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E POBREZA

Priscilla Albuquerque Tavares, Elaine Toldo Pazello, Reynaldo Fernandes
e Rafael de Sousa Camelo

POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL RURAL: UMA ANÁLISE DA QUEDA RECENTE

Steven M. Helfand, Rudi Rocha e Henrique E. F. Vinhais

AS INTER-RELAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO NAS MESORREGIÕES MINEIRAS – 1970-2000

Taiana Fortunato Araújo, Lízia de Figueirêdo
e Márcio Antônio Salvato

INFRAESTRUTURA, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE REGIONAL: UMA PROJEÇÃO DOS IMPACTOS DOS INVESTIMENTOS DO PROGRAMA DE ACELERAÇÃO DO CRESCIMENTO (PAC) EM MINAS GERAIS

Edson Paulo Domingues, Aline Souza Magalhães
e Weslem Rodrigues Faria

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Samuel Pinheiro Guimarães Neto



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, 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

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (em implantação)

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Comunicação

Daniel Castro

Corpo Editorial

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

Editores Interinos

Marco Antônio F. de H. Cavalcanti
Miguel Foguel

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

Membros

Carlos Henrique Corseuil
Eduardo Pontual Ribeiro
Elcyon Caiado Rocha Lima
Samuel de Abreu Pessôa

Secretária-Executiva

Angélica Ferreira de Barros

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil.
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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 ou o da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

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

SUMÁRIO

CONTRATOS DE TRABALHO

NAS MICROEMPRESAS NO BRASIL 1

Joana C. M. Monteiro e Juliano J. Assunção

UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA BOLSA

FAMÍLIA: FOCALIZAÇÃO E IMPACTO

NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E POBREZA 25

Priscilla Albuquerque Tavares, Elaine Toldo Pazello,
Reynaldo Fernandes e Rafael de Sousa Camelo

POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL

RURAL: UMA ANÁLISE DA QUEDA RECENTE 59

Steven M. Helfand, Rudi Rocha e Henrique E. F. Vinhais

AS INTER-RELAÇÕES ENTRE POBREZA,

DESIGUALDADE E CRESCIMENTO NAS

MESORREGIÕES MINEIRAS – 1970-2000 81

Taiana Fortunato Araújo, Lízia de Figueirêdo e Márcio Antônio Salvato

INFRAESTRUTURA, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE

REGIONAL: UMA PROJEÇÃO DOS IMPACTOS DOS

INVESTIMENTOS DO PROGRAMA DE ACELERAÇÃO

DO CRESCIMENTO (PAC) EM MINAS GERAIS 121

Edson Paulo Domingues, Aline Souza Magalhães
e Weslem Rodrigues Faria

CONTRATOS DE TRABALHO NAS MICROEMPRESAS NO BRASIL

Joana C. M. Monteiro*

Juliano J. Assunção**

Este trabalho investiga os determinantes dos contratos de trabalho nas microempresas no Brasil a partir dos dados da Economia Informal Urbana (ECINF) do Instituto Brasileiro de Geografia e estatística (IBGE), que detalha características dos empregados, empregadores e da empresa para o ano de 1997. Apresentamos evidência de uma associação positiva entre características observáveis dos empregados e seus empregadores (*matching*) – em particular educação, gênero e idade. Há também evidência de que essa associação positiva afeta a escolha dos termos contratuais de trabalho, havendo uma preferência por contratos informais, que demandam poucas horas semanais e que têm remuneração atrelada ao desempenho do trabalhador.

1 INTRODUÇÃO

A teoria de contratos de trabalho explica como a tecnologia e as preferências dos atores influenciam a escolha de estratégias para gerenciar recursos humanos. Duas questões cruciais estão presentes quando se desenha um contrato: a incerteza do ambiente e a informação assimétrica sobre as atividades e o desempenho dos trabalhadores. Assim, ao estabelecer um contrato, contratante (principal) e contratado (agente) definem uma combinação de remuneração fixa, pagamento por produção, ações da empresa, divisão de lucros e benefícios (férias e assistência médica) de forma a gerar incentivos e um compartilhamento de risco que ambos os lados considerem adequados. Nessa linha, uma ampla literatura busca entender, entre outros assuntos, como a base de remuneração (fixa ou variável) afeta o desempenho do trabalhador (PRENDERGAST, 1999; LAZEAR, 2000; PAARSCH; SCHEARER, 2000); como punições, prêmios e remunerações específicas podem incentivar o esforço do agente quando suas ações não são verificáveis; e como a discriminação afeta a remuneração dos trabalhadores.

Este trabalho verifica se características do contratante e do contratado estão correlacionadas à escolha de termos contratuais. Em especial, busca avaliar se há uma associação sistemática entre características do principal e do agente e se essa combinação afeta o desenho contratual.

Inúmeros motivos podem levar à existência de uma associação sistemática entre agentes econômicos. A associação pode ser tanto entre características semelhantes

* Doutoranda na Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (Puc-Rio).

** Professor Assistente da Puc-Rio.

(*positive assortative matching*), quanto entre características opostas (*negative assortative matching*). A associação positiva ou negativa irá depender da existência ou não de complementaridade: quando as características são complementares, pessoas iguais se juntam, quando são substitutas, a associação é entre pessoas distintas (BECKER, 1973).

No contexto do mercado de trabalho, existem vários argumentos que apontam para a complementaridade de características similares. O primeiro é baseado na teoria de custos de transação – esses custos podem ser menores quando se contratam pessoas parecidas. Cornell e Welch (1996), partindo do suposto de que o custo de seleção de trabalhadores é menor para pessoas com as mesmas características e histórias pessoais, demonstram que os empregadores tendem a contratar pessoas semelhantes ainda que não possuam preferências claras por indivíduos similares ou mesmo não acreditando que a qualidade entre os trabalhadores dos dois grupos seja diferente. A discriminação seletiva ocorreria porque os indivíduos se sentiriam mais capazes de distinguir entre trabalhadores ruins e bons numa população de pessoas com características similares às suas.

Dois outros possíveis argumentos que justificariam a existência de uma associação positiva são relacionados a questões de monitoramento e confiança. O esforço de um semelhante pode ser mais facilmente monitorado ou determinado, da mesma forma que um contratante pode confiar mais na capacidade ou esforço de uma pessoa com características similares à sua.

Trabalhos empíricos nessa linha têm sido estimulados em parte pela disponibilidade crescente de bases de dados que correlacionam informações dos empregados e empregadores (ABOWD; KRAMARZ, 1999), mas muitos desafios empíricos permanecem (CHIAPPORI; SALANIÉ, 2000). Uma importante contribuição é o trabalho de Akerberg e Botticini (2002) que analisam a associação entre proprietários de terra e arrendatários na Toscana, Itália. Eles encontram que um principal com maior capacidade de monitoramento ou de medição da produção tende a se combinar com agentes com maior aversão ao risco, mais restritos a crédito e com maior custo de esforço, pois os dois preferirão estabelecer uma remuneração por salário fixo.

Neste trabalho, estuda-se a determinação de contratos de trabalho em microempresas brasileiras, que executam diversos tipos de atividades, mensuráveis ou não, algo ainda pouco estudado na literatura econômica. A análise é feita a partir do uso de uma base de dados única, a pesquisa Economia Informal Urbana (ECINF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Trata-se de uma pesquisa individual, rica em informações sobre o proprietário, o pessoal ocupado e a estrutura produtiva, o que permite o controle para uma série de características que podem influenciar a escolha do contrato.

Os principais resultados são os seguintes. Primeiro, verificamos que idade, escolaridade e sexo do trabalhador explicam o desenho contratual de forma bastante coerente com a documentada pela literatura: pessoas mais educadas apresentam mais chances de ter a carteira assinada, têm uma jornada de trabalho menor e ganham mais. A idade parece só influenciar positivamente o salário e a probabilidade de ter a remuneração atrelada ao desempenho. Ainda, mulheres apresentam mais chances de receber salário fixo e ter a carteira assinada e têm jornada de trabalho menor. Entretanto, uma relação sistemática também é encontrada entre características do empregador e os termos contratuais, algo que tem menos suporte teórico e empírico e sugere a existência de *matching*. De fato, encontramos evidências substantivas da existência de uma associação endógena positiva: proprietários contratam trabalhadores com o mesmo sexo, faixa etária e nível educacional que o seu, resultado este robusto à introdução de controles para mais de 100 atividades econômicas. Por fim, encontramos evidências de uma relação significativa desta associação com o formato dos contratos de trabalho. Pessoas similares em termos de escolaridade, sexo e idade tendem a estabelecer contratos informais, que demandam poucas horas semanais e com remuneração atrelada ao desempenho do trabalhador.

Embora esteja além da capacidade desse trabalho explicar o porquê da relação encontrada, é possível fazer especulações. Uma explicação plausível para este fato seria que pessoas parecidas têm mais confiança em estabelecer contratos informais e com baixa demanda semanal, que podem estimular mais a produtividade. De fato, Almeida e Carneiro (2006) comprovam que firmas que contratam mão de obra informal são em média mais produtivas e têm um valor adicionado por trabalhador maior. Assim, supondo que o registro do trabalhador é uma escolha de ambas as partes, ou seja, que a regulação não é restrita, e que a existência ou não de benefícios é compensada no salário, a única desvantagem do trabalho informal seria o risco. O empregado fica sob o risco de ser demitido sem indenização e o empregador, o de sofrer um processo na Justiça do Trabalho. O que os resultados podem indicar é que esse risco é considerado menor por pessoas parecidas, o que as leva a estabelecerem contratos informais, com pouca dedicação de horas e aliados ao desempenho, que podem beneficiar a produtividade e uma remuneração mais elevada.

Este trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção descreve a base de dados e a terceira faz uma breve discussão sobre como características observáveis determinam diferentes termos contratuais. A quarta seção avalia a existência de uma combinação de empregados e empregadores (*matching*). A influência do *matching* sobre o desenho dos contratos é testada na quinta seção. Por fim, a última seção apresenta as conclusões.

2 BASE DE DADOS

Este trabalho utiliza a base de dados ECINF, coletada pelo IBGE em 1997, com o intuito de entender a dinâmica dos pequenos negócios no Brasil. Realizou-se a pesquisa da seguinte forma. Primeiro, os pesquisadores foram até domicílios pré-selecionados e aplicaram um questionário simples, no qual se perguntava a posição na ocupação de cada morador do domicílio e algumas características pessoais, como gênero, idade e renda auferida. Para as pessoas que responderam que eram trabalhadores por conta própria ou empregadores com até cinco empregados, foi aplicado um segundo questionário. Esse segundo questionário era dividido em três partes: uma com informações sobre a firma, outra com perguntas sobre o proprietário e, por fim, uma parte sobre cada pessoa ocupada no negócio.

Dessa forma, é possível avaliar a relação entre as características do empregador e de seus empregados e controlar para a estrutura de produção e especificidades da atividade desenvolvida. Esse desenho faz com que essa pesquisa seja classificada pela literatura internacional como *linked employer-employee data*. Com esses três níveis de informações, é possível saber, por exemplo, o nível educacional do proprietário e de cada pessoa que trabalha no empreendimento, fatores de extremo interesse para a análise de *matching*, controlando para características da firma.

Para efetuar a análise foram feitos alguns ajustes. A base de dados foi organizada de forma que cada observação seja um empregado. Assim, quando uma firma tem mais de um empregado ela aparece mais de uma vez na base de dados. Três filtros foram aplicados aos dados para tornar a análise mais clara. Primeiro, como se está interessado na relação estrita e remunerada entre empregado e empregador, retiraram-se da amostra todos os empregados que eram não remunerados ou recebiam como sócios, mantendo-se apenas os trabalhadores remunerados com e sem carteira assinada. Segundo, foram excluídos da amostra todos os indivíduos que responderam que tinham alguma relação de parentesco com o empregador. A exclusão de parentes foi feita por se acreditar que a relação de trabalho entre parentes e trabalhadores contratados é bem distinta, como é suposto em Feder (1985) e comprovado em Frisvold (1994). Por fim, excluíram-se da amostra as observações que não tinham informação sobre alguma das variáveis de interesse. Isso foi necessário para garantir que todas as regressões estimadas tivessem o mesmo número de observações e seus resultados pudessem ser comparados sem a influência de possíveis vieses de seleção da amostra. Após a aplicação desse filtro, a amostra passou a contar com 3.843 empregados distribuídos em 2.352 firmas.

Algumas transformações de variáveis também foram necessárias. A base de dados não fornece as informações de anos de estudo, apenas uma variável categórica informando se o indivíduo não tem instrução, possui primeiro grau incompleto, completo, segundo grau incompleto, completo ou ensino superior. Sendo assim, construiu-se uma variável de anos de estudo que converte a categoria em anos médios

de estudo.¹ Foram criadas ainda três variáveis para identificação de *matching* que serão explicadas mais adiante.

A tabela 1 mostra as estatísticas descritivas. Pode-se observar que a relação entre homens e mulheres é maior entre os proprietários e que os proprietários são relativamente mais velhos e mais educados que seus empregados. Há um grande percentual de empregados sem instrução ou com no máximo primário incompleto: 55%. O mesmo percentual é de 31% para os proprietários. Sobre a base de pagamento, a maioria esmagadora dos empregados (71,4%) recebe um salário fixo.

TABELA 1
Estatísticas descritivas
(Em % e reais)

Características da força de trabalho	Empregados	Proprietário
Gênero		
Homens	61,8	74,9
Mulheres	38,2	25,1
Faixa de idade		
Menos de 18 anos	9,2	0,4
Entre 18 e 23	36,7	5,5
Entre 24 e 29	23,2	14,9
Entre 30 e 39	18,7	38,2
Entre 40 e 49	8,1	25,6
Entre 50 e 59	2,9	11,2
Mais de 60	1,1	4,2
Anos de estudo		
0 (sem instrução)	7,0	3,0
1 (sabe ler e escrever)	8,6	3,0
5 (1ª grau incompleto)	39,5	28,3
9 (1ª grau completo)	16,0	11,9
10 (2ª grau incompleto)	11,3	7,3
12 (2ª grau completo)	14,9	25,2
14 (superior incompleto)	1,0	19,4
16 (superior completo)	1,7	4,9

(continua)

1. A variável foi construída utilizando-se a seguinte conversão: à categoria "sem instrução" foi atribuído zero ano de estudo; "sabe ler e escrever" equivale a um ano de estudo; "primeiro grau incompleto", a cinco; "primeiro grau completo" recebeu seis anos de estudo; à "segundo grau incompleto" foi atribuído dez; "segundo grau completo" recebeu 12; "ensino superior incompleto" equivale a 14; e "ensino superior completo", a 16 anos de estudos. É de conhecimento dos autores que tal regra pode apresentar erros. Tentou-se aqui, entretanto, fazer uma aproximação para os anos de estudo de forma a se ter uma variável categórica que indicasse que mudar de categoria educacional em níveis mais altos (por exemplo, obter um diploma de nível superior) fosse um ganho mais representativo que mudar de categoria em níveis mais baixos (por exemplo, completar o primeiro grau).

(continuação)

Características da força de trabalho	Empregados	Proprietário
Base de pagamento		
Salário fixo	71,4	
Salário fixo mais comissão	9,5	
Por peça/tarefa	13,1	
Participação nas vendas	2,6	
Características das firmas		
Receita média	4.310	
Receita mediana	2.400	
Patrimônio médio	18.377	
Patrimônio mediano	6.400	
Percentual de firma com licença	57	
Percentual de firmas que realizam a atividade fora do domicílio	0,784	

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

3 DETERMINAÇÃO DE CONTRATOS DE TRABALHO

Ao contratar um trabalhador, o empregador estabelece um contrato de trabalho que determina não apenas o valor de sua hora trabalhada, mas também sua jornada de trabalho, sua base de remuneração (fixa, por desempenho ou ambas) e os benefícios incluídos. É resultado consumado na literatura de economia de trabalho que os salários dos trabalhadores são positivamente afetados por anos de estudo, idade e gênero (homens ganham mais em média). Entretanto, muito menos se sabe sobre como essas características afetam a determinação dos outros termos contratuais.

Uma forma simples de se averiguar isso é estimar a seguinte regressão:

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 Educ_i + \alpha_3 Idade_i + \alpha_4 Sexo_i + U_i \quad (1)$$

onde Y são as diferentes características do contrato e i é o subscrito que indica o trabalhador. A tabela 2 apresenta os resultados para essa regressão utilizando quatro termos contratuais distintos como variáveis dependentes: base de remuneração,² se o trabalhador é registrado (variável igual a 1 quando carteira não é assinada), jornada de trabalho medida em horas semanais e logaritmo do salário-hora. As duas primeiras regressões foram estimadas por *probit* e as duas últimas utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

2. A base de remuneração constitui uma variável binária que é igual a zero quando o pagamento independe do desempenho do trabalhador (salário fixo) e igual a 1 quando a remuneração contém algum estímulo ao desempenho do empregado (salário fixo mais comissão, por peça/tarefa ou participação nas vendas).

TABELA 2

Regressão das características do contrato nas características do empregado

	<i>Dummy</i> de base de remuneração (1)	Empregado não tem carteira assinada (2)	Jornada de trabalho (horas semanais) (3)	Salário-hora (log) (4)
Anos de estudo do empregado	-0,005 (0,004)	-0,027*** (0,005)	-0,293*** (0,106)	0,045*** (0,006)
Idade do empregado	0,002 (0,001)	-0,003** (0,002)	-0,027 (0,040)	0,023*** (0,002)
<i>Dummy</i> de gênero do empregado (mulher = 1)	-0,161*** (0,035)	-0,209*** (0,036)	-3,555*** (1,012)	-0,083 (0,062)
Constante			45,991*** (1,415)	-0,759*** (0,081)
Observações	3.853	3.853	3.853	3.851
R^2 ou pseudo- R^2	0,04	0,10	0,03	0,11

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

Notas: 1. Os coeficientes reportados nas colunas 1 e 2 se referem ao efeito marginal de especificações *probit*, avaliados no ponto médio.

2. Erros-padrão reportados entre parênteses e calculados com *cluster* para firmas.

3. Nas colunas 1 e 2, reporta-se ao pseudo- R^2 , que é igual ao quadrado da correlação amostral entre a variável dependente e seu valor predito.

4. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

5. A variável "anos de estudo" foi construída usando a seguinte regra: sem instrução => zero ano de estudo; sabe ler e escrever => 1 ano de estudo; primeiro grau incompleto => 5 anos; primeiro grau completo => 9; segundo grau incompleto => 10; segundo grau completo => 12 anos; ensino superior incompleto => 14; ensino superior completo => 16 anos de estudo.

6. A base de remuneração é uma variável binária igual a zero quando o pagamento independe do desempenho do trabalhador (salário fixo) e igual a 1 quando a remuneração contém algum estímulo ao desempenho do empregado (salário fixo mais comissão, por peça/tarefa ou participação nas vendas).

Os resultados são bastante coerentes com o senso comum: pessoas mais educadas apresentam mais chances de ter a carteira assinada, têm uma jornada de trabalho menor e ganham mais. A idade parece só influenciar positivamente o salário e a probabilidade de a remuneração atrelar-se ao desempenho. Ainda, mulheres têm mais chances de receber salário fixo e ter a carteira assinada e têm jornada de trabalho menor.

Como o objetivo deste trabalho é entender a relação das características dos empregados e empregadores na determinação de contratos de trabalho, repetiu-se o mesmo exercício, mas, em vez de colocar as informações de escolaridade, idade e sexo do empregado, utilizaram-se as mesmas informações do empregador como variáveis explicativas. Os resultados são apresentados na tabela 3. A similaridade dos resultados impressiona. Com exceção da primeira regressão, cuja variável dependente é a base de remuneração, nos três outros casos os coeficientes das regressões com as características do empregador têm sinal e significância iguais aos da regressão com características dos empregados.

TABELA 3

Regressão das características do contrato nas características do empregador

	Dummy de base de remuneração (1)	Empregado não tem carteira assinada (2)	Jornada de trabalho (horas semanais) (3)	Salário-hora (log) (4)
Anos de estudo do empregador	-0,025*** (0,004)	-0,046*** (0,006)	-0,429*** (0,111)	0,039*** (0,007)
Idade do empregador	-0,007*** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,103** (0,042)	0,008*** (0,003)
Dummy de gênero do empregador (mulher = 1)	-0,023 (0,041)	-0,152*** (0,051)	-4,362*** (0,965)	-0,106 (0,074)
Constante			51,111*** (2,160)	-0,536*** (0,150)
Observações	3.853	3.853	3.853	3.851
R ² ou pseudo-R ²	0,04	0,14	0,04	0,05

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

Notas: 1. Os coeficientes reportados nas colunas 1 e 2 se referem ao efeito marginal de especificações *probit*, avaliados no ponto médio.

2. Erros-padrão reportados entre parênteses e calculados com *cluster* para firmas.

3. Nas colunas 1 e 2, reporta-se ao pseudo-R², que é igual ao quadrado da correlação amostral entre a variável dependente e seu valor predito.

4. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

5. A variável "anos de estudo" foi construída usando a seguinte regra: sem instrução => zero ano de estudo; sabe ler e escrever => 1 ano de estudo; primeiro grau incompleto => 5 anos; primeiro grau completo => 9; segundo grau incompleto => 10; segundo grau completo => 12 anos; ensino superior incompleto => 14; ensino superior completo => 16 anos de estudo.

6. A base de remuneração é uma variável binária igual a zero quando o pagamento independe do desempenho do trabalhador (salário fixo) e igual a 1 quando a remuneração contém algum estímulo ao desempenho do empregado (salário fixo mais comissão, por peça/tarefa ou participação nas vendas).

Embora haja justificativa teórica sobre por que idade, escolaridade e sexo do trabalhador influenciam os termos do contrato, não é tão claro por que as mesmas características do empregador deveriam influenciá-los. Estes resultados levantam a possibilidade da existência de um *matching* entre características do empregado e do empregador.

4 MATCHING

Para se avaliar a existência de *matching*, foram feitos três exercícios idênticos variando apenas as características de *matching*: estimou-se a característica de interesse do empregado (escolaridade, sexo e idade, uma de cada vez) como função da mesma característica do empregador e mais uma série de controles.

A primeira coluna da tabela 4 apresenta a regressão dos anos de estudo do trabalhador como função dos anos de estudo do empregador. O resultado demonstra que há uma associação positiva e significativa. Este resultado persiste mesmo quando adicionamos controles para as outras características de ambas as partes conforme demonstrado na coluna 2.

TABELA 4
Matching de escolaridade, gênero e idade

	Anos de estudo do empregado (1)	Anos de estudo do empregado (2)	Anos de estudo do empregado (3)	Dummy de gênero do empregado (mulher = 1) (4)	Dummy de gênero do empregado (mulher = 1) (5)	Dummy de gênero do empregado (mulher = 1) (6)	Idade do empregado (7)	Idade do empregado (8)	Idade do empregado (9)
Anos de estudo do proprietário	0,436*** (0,034)	0,344*** (0,034)	0,166*** (0,031)	0,490*** (0,034)	0,029*** (0,005)	0,008* (0,005)	0,145 (0,099)	0,145 (0,099)	0,213*** (0,102)
Dummy de gênero do proprietário (mulher = 1)		-0,056 (0,302)	-0,141 (0,253)	0,490*** (0,034)	0,475*** (0,042)	0,178*** (0,047)	0,517 (0,834)	0,517 (0,834)	0,789 (0,759)
Idade do proprietário		-0,008 (0,011)	-0,022*** (0,010)		0,006*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,279*** (0,048)	0,257*** (0,045)	0,249*** (0,043)
Dummy de gênero do empregado (mulher = 1)		1,950*** (0,270)	0,980*** (0,265)				1,539* (0,793)	1,539* (0,793)	1,336* (0,686)
Idade do empregado		-0,077*** (0,010)	-0,052*** (0,010)		0,003* (0,002)	0,004** (0,002)			
Anos de estudo do empregado					0,035*** (0,005)	0,024*** (0,006)			
Atividade é desenvolvida fora do domicílio			0,513** (0,248)			-0,103** (0,049)			-0,579 (0,952)
Receita da firma (unidade: R\$ 10 mil)			0,189* (0,101)			0,022* (0,012)			-0,016 (0,241)
Patrimônio da firma (unidade: R\$ 10 mil)			0,015 (0,032)			-0,004 (0,004)			0,173** (0,075)
Firma possui licença			0,094 (0,202)			0,002 (0,037)			-1,156 (0,820)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

(continua)

(continuação)

	Anos de estudo do empregado (1)	Anos de estudo do empregado (2)	Anos de estudo do empregado (3)	Dummy de gênero do empregado (mulher = 1) (4)	Dummy de gênero do empregado (mulher = 1) (5)	Dummy de gênero do empregado (mulher = 1) (6)	Idade do empregado (7)	Idade do empregado (8)	Idade do empregado (9)
Dummies de atividade	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Dummies de região geográfica	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Observações	3.843	3.843	3.843	3.843	3.843	3.573	3.843	3.843	3.843
R ² ou pseudo-R ²	0,20	0,29	0,47	0,15	0,27	0,45	0,08	0,13	0,24

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

Notas: 1. Os coeficientes reportados nas colunas 4 a 6 se referem ao efeito marginal de especificações *probit*, avaliados no ponto médio.

2. Erros-padrão reportados entre parênteses e calculados com *cluster* para firmas.

3. Nas colunas 4 a 6, reporta-se ao pseudo-R², que é igual ao quadrado da correlação amostral entre a variável dependente e seu valor predito.

4. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

5. A variável "anos de estudo" foi construída usando a seguinte regra: sem instrução => zero ano de estudo; sabe ler e escrever => 1 ano de estudo; primeiro grau incompleto => 5 anos; primeiro grau completo => 9; segundo grau incompleto => 10; segundo grau completo => 12 anos; ensino superior incompleto => 14; ensino superior completo => 16 anos de estudo.

Entretanto, essa evidência de *matching* pode ser simplesmente o resultado da estrutura produtiva da firma. Por exemplo, a atividade de confecções é predominantemente exercida por mulheres, que tendem a predominar tanto na chefia quanto no chão de fábrica. Para controlar para esse tipo de problema, na coluna 3 são introduzidos controles para as características da firma (patrimônio, receita, localização e se possui licença), a região geográfica, assim como 97 *dummies* de atividade econômica indicadas na base de dados.³ As evidências de *matching* resistem à introdução de todos os controles.

O mesmo exercício é replicado para avaliar a existência de *matching* de idade e gênero. No caso de gênero, a variável dependente é binária e igual a 1 quando o empregado é do sexo feminino. Essas regressões foram estimadas por *probit* e os resultados são apresentados nas colunas 4 a 6 da tabela 4. Há forte evidência de *matching* de gênero: uma proprietária mulher tem 18% a mais de chance de contratar uma empregada mulher, sendo este resultado significativo a 1%.

Os resultados para idade são apresentados nas colunas 7 a 9 e também indicam uma forte associação positiva. O coeficiente da idade do proprietário estimado por MQO é de 0,25 e significativo a 1%.

5 INFLUÊNCIA DE MATCHING SOBRE A DETERMINAÇÃO DOS CONTRATOS DE TRABALHO

Uma vez detectada a existência de *matching*, o próximo passo é avaliar se ele exerce alguma influência sobre a determinação de contratos. Para tanto foram criadas três variáveis. A primeira indica se empregador e empregado possuem o mesmo nível educacional, sendo igual a 1 quando os dois têm a mesma categoria de escolaridade.⁴ A segunda variável indica se eles têm o mesmo gênero, sendo igual a 1 quando ambos são mulheres ou ambos são homens. Por fim, a terceira variável indica a associação de idade e é igual a 1 quando empregado e empregador têm a mesma faixa etária.⁵

O exercício empregado foi estimar a seguinte regressão:

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 I_i^{Esc} + \alpha_3 I_i^{Sexo} + \alpha_4 I_i^{Idade} + \beta X_i + U_i \quad (2)$$

3. Uma tabela com a listagem de atividades econômicas existentes na amostra está disponível no apêndice.

4. Exemplo: a variável assume o valor zero se o empregado tem o primeiro grau incompleto e o empregador tem primeiro grau completo. Se ambos têm segundo grau completo, a variável assume o valor 1.

5. Para tanto foram criadas sete faixas etárias: menos de 18 anos, entre 18 e 24, entre 24 e 30, entre 30 e 40, entre 40 e 50, entre 50 e 60, e mais de 60 anos.

onde Y é a variável de características de contrato; I_i^{Esc} , I_i^{Sexo} , I_i^{Idade} são, respectivamente, as variáveis indicadoras de *matching* de escolaridade, sexo e idade; X é um vetor de controles; e i é o subscrito que indexa os empregados. Quatro características do contrato são aqui analisadas, sendo as mesmas do exercício anterior: base de remuneração,⁶ existência de carteira assinada,⁷ jornada de trabalho medida em horas semanais e salário-hora. As regressões para cada variável dependente estão apresentadas na tabela 5, sendo que para cada caso há duas regressões: uma só com as variáveis indicadoras e sem nenhum controle e a segunda com os controles das características dos empregados,⁸ das firmas⁹ e as *dummies* de atividade econômica e região geográfica. As regressões para as variáveis dependentes “base de remuneração” e “trabalhador sem carteira” foram estimadas por *probit* por se tratar de variáveis binárias, enquanto as duas últimas (jornada de trabalho e logaritmo do salário-hora) foram estimadas por MQO.

Os resultados da tabela 5 indicam que o *matching* entre trabalhadores e empregadores afeta de forma distinta os diferentes termos contratuais. O *matching* a princípio parece influenciar a escolha da base de remuneração, mas seu efeito desaparece com a introdução dos controles. Por outro lado, parece haver uma influência do *matching* de educação e gênero sobre a decisão de registrar o trabalhador, embora eles tenham sinais opostos. Enquanto o *matching* de educação parece aumentar em 13 pontos percentuais (p.p.) a chance de contratar um empregado sem carteira, o *matching* de gênero diminui em sete p.p. essa chance. Não há efeitos identificados do *matching* sobre a determinação da jornada de trabalho, nem sobre o valor dos salários.

Na tentativa de entender melhor os resultados, um último exercício é realizado. É razoável supor que os termos contratuais não são determinados de forma independente e sim compõem uma cesta de condições negociada entre empregado e empregador. A tabela 6 apresenta a correlação entre as variáveis de contrato analisadas. Existe uma forte correlação positiva e significativa a 1% entre a base de remuneração e a decisão de registrar o funcionário, indicando que as escolhas de atrelar a remuneração ao desempenho e não registrar o trabalhador são feitas de forma conjunta. As correlações entre as outras características do contrato não são significativas.

6. Essa variável é igual a zero quando o trabalhador recebe salário fixo e igual a um quando a remuneração é atrelada ao desempenho, seja a produção ou a receita da firma (salário mais comissão, pagamento por peça/tarefa ou participação nas vendas).

7. Variável é igual a um quando trabalhador não é registrado.

8. Idade, gênero, nível educacional, se entrou no negócio por meio de relações pessoais e tempo que trabalha na firma.

9. Patrimônio, receita, se possui licença municipal e se atividade é desenvolvida fora do domicílio do proprietário.

TABELA 5
Equações de determinantes dos termos contratuais com *dummies* de *matching*

	Dummy de base de remuneração (1)	Dummy de base de remuneração (2)	Emprego não tem carteira assinada (3)	Emprego não tem carteira assinada (4)	Jornada de trabalho (horas semanais) (5)	Jornada de trabalho (horas semanais) (6)	Salário-hora (log) (7)	Salário-hora (log) (8)
Nível educacional do proprietário é igual ao do empregado	0,113*** (0,037)	0,039 (0,034)	0,145*** (0,036)	0,126*** (0,030)	1,096 (0,953)	0,965 (0,868)	-0,059 (0,066)	-0,020 (0,057)
Gênero do proprietário é igual ao do empregado	0,171*** (0,027)	0,042 (0,034)	0,182*** (0,039)	-0,074** (0,031)	2,712** (1,054)	0,468 (0,868)	-0,025 (0,070)	-0,049 (0,062)
Faixa de idade do proprietário é igual ao do empregado	0,109** (0,046)	0,071 (0,048)	0,054 (0,042)	0,029 (0,034)	0,834 (1,203)	1,492 (0,920)	0,083 (0,064)	-0,047 (0,048)
Anos de estudo do empregado	0,005 (0,004)	0,005 (0,004)	-0,011** (0,004)	-0,011** (0,004)	0,005 (0,127)	0,005 (0,127)	0,017** (0,008)	0,017** (0,008)
Idade do empregado	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,003** (0,002)	-0,003** (0,002)	-0,031 (0,035)	-0,031 (0,035)	0,019*** (0,002)	0,019*** (0,002)
Dummy de gênero do empregado (mulher = 1)	-0,065 (0,041)	-0,065 (0,041)	-0,102*** (0,038)	-0,102*** (0,038)	-0,412 (0,878)	-0,412 (0,878)	-0,132** (0,058)	-0,132** (0,058)
Atividade é desenvolvida fora do domicílio	-0,060 (0,044)	-0,060 (0,044)	0,036 (0,054)	0,036 (0,054)	4,300*** (1,235)	4,300*** (1,235)	-0,167** (0,068)	-0,167** (0,068)
Patrimônio da firma (unidade: R\$ 10 mil)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,009** (0,004)	-0,009** (0,004)	0,109 (0,084)	0,109 (0,084)	0,001 (0,008)	0,001 (0,008)
Receita da firma (unidade: R\$ 10 mil)	-0,022 (0,024)	-0,022 (0,024)	-0,047 (0,034)	-0,047 (0,034)	-0,132 (0,319)	-0,132 (0,319)	0,122*** (0,046)	0,122*** (0,046)
Firma possui licença	-0,016 (0,040)	-0,016 (0,040)	-0,244*** (0,033)	-0,244*** (0,033)	-0,418 (-1,054)	-0,418 (-1,054)	0,149** (0,062)	0,149** (0,062)
Jornada de trabalho (horas semanais)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)				

(continua)

(continuação)	Dummy de base de remuneração (1)	Dummy de base de remuneração (2)	Empregado não tem carteira assinada (3)	Empregado não assinado (4)	Jornada de trabalho (horas semanais) (5)	Jornada de trabalho (horas semanais) (6)	Salário-hora (log) (7)	Salário-hora (log) (8)
Dummy de relações pessoais		-0,036 (0,046)		0,038 (0,040)		0,076 (0,962)		-0,075 (0,057)
(Se entrou no trabalho através de relações pessoais = 1)		0,119*** (0,037)				-2,902*** (-1,034)		-0,150* (0,082)
Empregado não tem carteira assinada		0,003 (0,070)		-0,038 (0,086)		-1,221 (-1,969)		0,007 (0,182)
Tempo que o empregado trabalha na firma (unidade: 10 anos)				0,135*** (0,035)		-2,351*** (0,907)		0,212*** (0,055)
Dummy de base de remuneração						-4,024*** (-1,428)		0,047 (0,116)
(Se remuneração é atrelada ao desempenho = 1)								
Proprietário possui outro trabalho								
Dummies de atividade	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Dummies de região geográfica	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Constante					Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3.843	3.680	3.843	3.678	3.843	3.843	3.841	3.841
R ² ou pseudo-R ²	0,03	0,15	0,05	0,29	0,01	0,25	0,00	0,30

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

Notas: 1. Os coeficientes reportados nas colunas 1 a 4 se referem ao efeito marginal de especificações *probit*, avaliados no ponto médio.

2. Erros-padrão reportados entre parênteses e calculados com *cluster* para firmas.

3. Nas colunas 1 a 4, reporta-se ao pseudo-R², que é igual ao quadrado da correlação amostral entre a variável dependente e seu valor predito.

4. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

5. A variável "anos de estudo" foi construída usando a seguinte regra: sem instrução => zero ano de estudo; sabe ler e escrever => 1 ano de estudo; primeiro grau incompleto => 5 anos; primeiro grau completo => 9; segundo grau incompleto => 10; segundo grau completo => 12 anos; ensino superior incompleto => 14; ensino superior completo => 16 anos de estudo.

6. A base de remuneração é uma variável binária igual a zero quando o pagamento independe do desempenho do trabalhador (salário fixo) e igual a 1 quando a remuneração contém algum estímulo ao desempenho do empregado (salário fixo mais comissão, por peça/tarefa ou participação nas vendas).

7. As variáveis de *matching* foram construídas da seguinte forma. A variável "nível educacional do proprietário é igual ao do empregado" é uma variável binária igual a 1 quando os dois, têm a mesma categoria de escolaridade. A variável "gênero do proprietário é igual ao do empregado" é igual a 1 quando ambos são mulheres ou ambos são homens. A terceira variável indica a associação de idade e é igual a 1 quando empregado e empregador têm a mesma faixa etária. Para tanto foram criadas sete faixas etárias: menos de 18 anos, entre 18 e 24, entre 24 e 30, entre 30 e 40, entre 40 e 50, entre 50 e 60, e mais de 60 anos.

TABELA 6
Correlações entre os termos contratuais

	Empregado não tem carteira assinada	Dummy de base de remuneração	Jornada de trabalho (horas semanais)	Salário-hora (log)
Empregado não tem carteira assinada	1			
Dummy de base de remuneração	0,2124*	1		
Jornada de trabalho (horas semanais)	0,0038	-0,0146	1	
Salário-hora (log)	0,0054	0,0151	0,0001	1

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

Nota: * Significativo a 5%.

O exercício apresentado na tabela 7 busca entender se o *matching* interage com alguma característica do contrato e se, juntos, determinam a escolha de um segundo termo contratual. A equação estimada é a seguinte:

$$Y_i^j = \alpha_1 + \alpha_2 I_i^{Esc} \cdot Y_i^g + \alpha_3 I_i^{Esc} \cdot (1 - Y_i^g) + \alpha_4 I_i^{Sexo} \cdot Y_i^g + \alpha_5 I_i^{Sexo} \cdot (1 - Y_i^g) + \alpha_6 I_i^{Idade} \cdot Y_i^g + \alpha_7 I_i^{Idade} \cdot (1 - Y_i^g) + \beta X_i + U_i \quad (3)$$

onde Y_i^j e Y_i^g , $j \neq g$, são características do contrato (base de remuneração, registro ou não do funcionário e jornada de trabalho) e i é o subscrito que indexa o trabalhador. Quando uma característica do contrato é a variável dependente, um outro termo contratual é utilizado como variável explicativa em interação com a variável indicadora de *matching*. Com isso há duas equações para cada uma das três variáveis dependentes. Exemplo, as colunas 1 e 2 da tabela 7 apresentam as regressões onde a variável dependente é a base de remuneração (igual a um caso o contrato seja atrelado ao desempenho e igual a zero quando é um salário-fixo). Na coluna 1, as variáveis explicativas de interesse são variáveis *dummies* que indicam a existência de *matching* e o tamanho da jornada de trabalho. Assim, há seis variáveis de interesse que refletem a combinação de três tipos de *matching* (educação, gênero e idade) e dois tipos de jornada de trabalho (mais de 22 horas e menos de 22 horas semanais).

A variável salário-hora não foi interagida com nenhuma outra variável de termo contratual. Em vez disso, são apresentadas três regressões com o salário-hora como variável dependente. Cabe notar que uma transformação da variável jornada de trabalho foi necessária para transformá-la em binária e permitir a execução desse exercício. Assim foi criada uma variável que é igual a 1 quando a jornada de trabalho é longa (maior que 22 horas de trabalho – metade da jornada de trabalho padrão) e zero, caso contrário.

TABELA 7
Equações de determinantes de contratos com *dummies* de *matching* interagidas com características do contrato

	Dummy de base de remuneração (1)	Dummy de base de remuneração (2)	Empregado não assinada (3)	Empregado não assinada (4)	Jornada de trabalho (horas semanais) (5)	Jornada de trabalho (horas semanais) (6)	Salário-hora (log) (7)	Salário-hora (log) (8)	Salário-hora (log) (9)
Interação: jornada de trabalho de mais de 22 horas X <i>matching</i> de educação	0,017 (0,035)		0,104*** (0,031)						-0,084 (0,052)
Interação: jornada de trabalho de menos de 22 horas X <i>matching</i> de educação	0,264** (0,104)		0,195*** (0,022)						0,337 (0,233)
Interação: jornada de trabalho de mais de 22 horas X <i>matching</i> de idade	0,058 (0,050)		0,008 (0,035)						-0,015 (0,052)
Interação: jornada de trabalho de menos de 22 horas X <i>matching</i> de idade	0,216 (0,135)		0,186*** (0,030)						-0,048 (0,152)
Interação: jornada de trabalho de mais de 22 horas X <i>matching</i> de gênero	0,039 (0,036)		-0,072** (0,032)						-0,128* (0,066)
Interação: jornada de trabalho de menos de 22 horas X <i>matching</i> de gênero	0,063 (0,065)		-0,060 (0,076)						0,710*** (0,150)
Interação: empregado não tem carteira assinada X <i>matching</i> de educação		0,073* (0,037)				0,424 (0,969)		0,001 (0,059)	
Interação: empregado tem carteira assinada X <i>matching</i> de educação		-0,119*** (0,045)				2,806** (1,352)		-0,039 (0,094)	
Interação: empregado não tem carteira assinada X <i>matching</i> de idade		0,135** (0,055)				1,933* (1,100)		0,006 (0,056)	
Interação: empregado tem carteira assinada X <i>matching</i> de idade		-0,155*** (0,029)				-0,754 (1,329)		-0,096 (0,082)	
Interação: empregado não tem carteira assinada X <i>matching</i> de gênero		0,043 (0,038)				0,231 (1,069)		-0,108 (0,069)	
Interação: empregado tem carteira assinada X <i>matching</i> de gênero		0,018 (0,057)				1,756* (1,065)		0,088 (0,073)	

(continua)

	Dummy de base de remuneração (1)	Dummy de base de remuneração (2)	Empregado não assinada (3)	Empregado não assinada (4)	Jornada de trabalho (horas semanais) (5)	Jornada de trabalho (horas semanais) (6)	Salário-hora (log) (7)	Salário-hora (log) (8)	Salário-hora (log) (9)
Interação: base de remuneração por desempenho X <i>matching</i> de educação			0,172*** (0,037)	-2,968 (1,915)			0,153 (0,096)		
Interação: salário fixo X <i>matching</i> de educação			0,098*** (0,031)	2,735*** (0,860)			-0,073 (0,061)		
Interação: base de remuneração por desempenho X <i>matching</i> de idade			0,134*** (0,036)	3,725** (1,788)			0,077 (0,089)		
Interação: salário fixo X <i>matching</i> de idade			0,002 (0,037)	0,373 (1,008)			-0,066 (0,047)		
Interação: base de remuneração por desempenho X <i>matching</i> de gênero			0,013 (0,054)	0,403 (1,397)			0,021 (0,085)		
Interação: salário fixo X <i>matching</i> de gênero			-0,084** (0,034)	0,828 (0,880)			-0,044 (0,060)		
Anos de estudo do empregado	0,006 (0,004)	0,005 (0,004)	-0,010** (0,004)	-0,010** (0,004)	-0,022 (0,126)	0,006 (0,131)	0,018*** (0,007)	0,018*** (0,007)	0,020*** (0,007)
Dummy de gênero do empregado (mulher = 1)	-0,064 (0,041)	-0,072* (0,041)	-0,096** (0,038)	-0,103*** (0,038)	-0,287 (0,888)	-0,329 (0,900)	-0,146*** (0,055)	-0,140** (0,056)	-0,148** (0,059)
Idade do empregado	0,001 (0,001)	0,002 (0,001)	-0,003** (0,002)	-0,003* (0,002)	-0,028 (0,035)	-0,025 (0,036)	0,019*** (0,002)	0,019*** (0,002)	0,020*** (0,002)
Tempo na empresas (unidade: 10 anos)	-0,003 (0,069)	-0,007 (0,068)	-0,041 (0,087)	-0,039 (0,085)	-1,489 (1,953)	-1,282 (2,038)	-0,012 (0,183)	-0,009 (0,189)	0,040 (0,170)
Jornada de trabalho (horas semanais)		-0,002*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)			-0,022*** (0,002)	-0,022*** (0,002)	
Empregado não tem carteira assinada	0,120*** (0,037)			-3,096*** (1,048)			-0,216*** (0,073)	-0,216*** (0,073)	-0,164** (0,081)
Dummy de base de remuneração (Se remuneração é atrelada ao desempenho = 1)			0,136*** (0,034)			-2,383*** (0,915)	0,149*** (0,054)	0,149*** (0,054)	0,172*** (0,054)

(continua)

(continuação)

	Dummy de base de remuneração (1)	Dummy de base de remuneração (2)	Empregado não assinada (3)	Empregado não assinada (4)	Jornada de trabalho (horas semanais) (5)	Jornada de trabalho (horas semanais) (6)	Salário-hora (log) (7)	Salário-hora (log) (8)	Salário-hora (log) (9)
Dummy de relações pessoais (Se entrou no trabalho através de relações pessoais = 1)	-0,037 (0,045)	-0,035 (0,044)	0,035 (0,040)	0,035 (0,040)	0,002 (0,949)	-0,019 (0,964)	-0,074 (0,050)	-0,077 (0,051)	-0,073 (0,053)
Atividade é desenvolvida fora do domicílio	-0,063 (0,045)	-0,061 (0,043)	0,025 (0,053)	0,034 (0,052)	4,263*** (1,234)	4,254*** (1,217)	-0,078 (0,055)	-0,071 (0,054)	-0,114** (0,057)
Receita da firma (unidade: R\$ 10 mil)	-0,022 (0,025)	-0,030 (0,032)	-0,048 (0,035)	-0,046 (0,033)	-0,061 (0,333)	-0,016 (0,356)	0,122** (0,051)	0,125** (0,052)	0,129*** (0,047)
Patrimônio da firma (unidade: R\$ 10 mil)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,009** (0,004)	-0,008** (0,004)	0,087 (0,084)	0,106 (0,086)	0,004 (0,008)	0,004 (0,008)	0,002 (0,008)
Firma possui licença	-0,015 (0,040)	-0,024 (0,038)	-0,243*** (0,032)	-0,244*** (0,032)	-0,278 (1,054)	-0,020 (1,045)	0,129** (0,055)	0,155*** (0,056)	0,156*** (0,058)
Dummies de atividade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de região geográfica	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3.680	3.680	3.678	3.678	3.843	3.843	3.841	3.841	3.841
R ² ou pseudo-R ²	0,15	0,14	0,30	0,29	0,25	0,24	0,42	0,41	0,37

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

Notas: 1. Os coeficientes reportados nas colunas 1 a 4 se referem ao efeito marginal de especificações *probit*, avaliados no ponto médio.2. Erros-padrão reportados entre parênteses e calculados com *cluster* para firmas.3. Nas colunas 1 a 4, reporta-se ao pseudo-R², que é igual ao quadrado da correlação amostral entre a variável dependente e seu valor predito.

4. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

5. A variável "anos de estudo" foi construída usando a seguinte regra: sem instrução => zero ano de estudo; sabe ler e escrever => 1 ano de estudo; primeiro grau incompleto => 5 anos; primeiro grau completo => 9; segundo grau incompleto => 10; segundo grau completo => 12 anos; ensino superior incompleto => 14; ensino superior completo => 16 anos de estudo.

6. A base de remuneração é uma variável binária igual a zero quando o pagamento independe do desempenho do trabalhador (salário fixo) e igual a 1 quando a remuneração contém algum estímulo ao desempenho do empregado (salário fixo mais comissão, por peça/tarefa ou participação nas vendas).

7. As variáveis de *matching* foram construídas da seguinte forma. A variável "nível educacional do proprietário é igual ao do empregado" é uma variável binária igual a 1 quando os dois têm a mesma categoria de escolaridade. A variável "gênero do proprietário é igual ao do empregado" é igual a 1 quando ambos são mulheres ou ambos são homens. A terceira variável indica a associação de idade e é igual a 1 quando empregado e empregador têm a mesma faixa etária. Para tanto foram criadas sete faixas etárias: menos de 18 anos, entre 18 e 24, entre 24 e 30, entre 30 e 40, entre 40 e 50, entre 50 e 60, e mais de 60 anos.

Esse exercício revela vários outros efeitos. A coluna 1, por exemplo, indica que o *matching* de educação aumenta em mais de 25 p.p. a probabilidade de se fazer um contrato por desempenho quando as pessoas trabalham menos de 22 horas semanais. Analisando a coluna 2 vemos também que quando as associações de escolaridade, idade e sexo são analisadas de forma separada para pessoas com e sem carteira assinada, os efeitos são bastante distintos: os *matchings* de educação e idade aumentam as chances de um contrato de trabalho por desempenho para as pessoas sem carteira assinada e as diminuem para quem é registrado

As regressões cujas variáveis dependentes são uma variável indicadora igual a 1, quando a carteira de trabalho não é assinada (colunas 3 e 4), também são bastante esclarecedoras. Na coluna 3 podemos ver que o efeito positivo do *matching* de educação sobre a probabilidade de não ter a carteira de trabalho assinada é duas vezes maior para quem trabalha menos de 22 horas semanais. Além disso, o efeito negativo do *matching* de gênero sobre a probabilidade de não ter a carteira de trabalho assinada, conforme a tabela 5, ocorre somente para quem trabalha mais de 22 horas semanais.

Para facilitar a interpretação dos resultados, os coeficientes de interesse (os α s) significativos foram organizados na tabela 8. Essa tabela revela que há uma clara tendência de quando trabalhadores e empregadores se associam em termos de gênero, escolaridade ou idade estabelecerem contratos por desempenho, informais e com jornada de trabalho mais curta. Dos 20 coeficientes significativos das equações de base de remuneração, registro do trabalhador e jornada de trabalho, só dois não apontam nessa direção: os da influência do *matching* de idade com as duas interações sobre a jornada de trabalho. Isso, entretanto, vai mais ao sentido de indicar que a influência do *matching* de idade sobre a jornada de trabalho segue uma lógica particular do que no sentido de refutar os outros resultados. Os resultados para as equações de salário não são muito claros, ratificando o resultado anterior de que o *matching* não influencia de forma sistemática o valor do salário.

Embora esteja além da capacidade deste trabalho explicar o porquê da relação encontrada, é possível fazer especulações. Uma explicação plausível para este fato seria que pessoas parecidas têm mais confiança em estabelecer contratos informais e com baixa demanda semanal, que podem estimular mais a produtividade. De fato, Almeida e Carneiro (2006) comprovam que firmas que contratam mão de obra informal são em média mais produtivas e têm um valor adicionado por trabalhador maior. Assim, supondo que o registro do trabalhador é uma escolha de ambas as partes, ou seja, que a regulação não é restrita, e que a existência ou não de benefícios é compensada no salário, a única desvantagem do trabalho informal seria o risco. O empregado fica sob o risco de ser demitido sem indenização e o empregador o de sofrer um processo na Justiça do Trabalho. Os resultados podem indicar que esse risco é considerado menor por pessoas parecidas, o que as leva

a estabelecerem contratos informais, com dedicação de poucas horas e aliados a desempenho, características que podem beneficiar a produtividade e proporcionar remuneração mais elevada.

TABELA 8

Resumo dos resultados da tabela 7

	Base de remuneração (desempenho = 1)	Sem carteira assinada	Jornada de trabalho	Salário-hora
<i>Matching</i> de educação		0,118***		
<i>Matching</i> de educação X remuneração por desempenho		0,172***		
<i>Matching</i> de educação X salário fixo		0,098***	2,735***	
<i>Matching</i> de educação X carteira assinada	-0,119***		2,806**	
<i>Matching</i> de educação X sem carteira assinada	0,073*			
<i>Matching</i> de educação X jornada maior que 22 horas		0,104***		
<i>Matching</i> de educação X jornada menor que 22 horas	0,264**	0,195***		
Gênero		-0,075**		
<i>Matching</i> de gênero X remuneração por desempenho				
<i>Matching</i> de gênero X salário fixo		-0,084**		
<i>Matching</i> de gênero X carteira assinada			1,756*	
<i>Matching</i> de gênero X sem carteira assinada				
<i>Matching</i> de gênero X jornada maior que 22 horas		-0,072**		-0,128*
<i>Matching</i> de gênero X jornada menor que 22 horas				0,710***
Idade				
<i>Matching</i> de idade X remuneração por desempenho		0,134***	3,725**	
<i>Matching</i> de idade X salário fixo				
<i>Matching</i> de idade X carteira assinada	-0,155***			
<i>Matching</i> de idade X sem carteira assinada	0,135**		1,933*	
<i>Matching</i> de idade X jornada maior que 22 horas				
<i>Matching</i> de idade X jornada menor que 22 horas		0,186**		

Fonte: Elaborada a partir dos microdados da ECINF de 1997.

Notas: 1. Os coeficientes reportados nas colunas 1 e 2 se referem ao efeito marginal de especificações *probit*, avaliados no ponto médio.

2. Erros-padrão reportados entre parênteses e calculados com *cluster* para firmas.

3. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho busca entender quais características do contratante e do contratado estão correlacionadas à escolha de termos contratuais. Em especial, estamos interessados em avaliar se há uma associação sistemática entre características do principal e do agente e se essa combinação afeta o desenho contratual. Encontram-se evidências de que há uma associação positiva de sexo, idade e nível educacional. O resultado de que proprietários de firmas preferem contratar trabalhadores semelhantes no que diz respeito a educação, gênero e idade resiste mesmo quando

se controla para distintas estruturas produtivas e para as mais de 100 atividades econômicas existentes na amostra.

Em relação ao desenho dos contratos de trabalho, encontra-se que a associação de nível educacional, gênero e idade afeta a escolha do *menu* contratos, havendo uma preferência por contratos que remuneram o desempenho, sem o registro dos trabalhadores e com a dedicação de poucas horas semanais. Uma justificativa encontrada é que esse resultado decorre de questões relacionadas à confiança. Se pessoas semelhantes em termos de educação, gênero ou idade confiam mais umas nas outras, elas podem estabelecer contratos que incentivam mais a produtividade, mas implicam riscos futuros, seja de demissão por parte do trabalhador, ou de processo na Justiça por parte do empregador. Essa argumentação se desdobra em duas hipóteses: primeiro, que o registro do trabalhador é uma escolha de ambas as partes, ou seja, a regulação não é restrita; segundo, considera que a existência ou não de benefícios é compensada no salário, sendo, portanto, a única desvantagem do trabalho informal o risco de demissão e processo.

Enfim, este trabalho constitui uma contribuição para a literatura empírica de contratos. Além de apresentar evidência sobre a existência de associação endógena de características de contratantes e contratados nas microempresas no Brasil, estima-se sua influência sobre distintos termos dos contratos de trabalho.

O fato de a base de dados disponibilizar somente firmas com até cinco empregados limita a extrapolação dos resultados para a economia como um todo, embora abranja um contingente significativo do mercado de trabalho. Entretanto é razoável esperar que a influência do *matching* sobre a determinação de contratos de trabalho seja muito mais relevante em micro e pequenas empresas, pois, nesses casos, avaliações subjetivas, relações pessoais e de confiança tendem a prevalecer quando comparadas aos sistemas profissionais de contratação característicos de grandes empresas.

ABSTRACT

This paper investigates matching and labor contracts in Brazilian microenterprises. We find a positive assortative matching between employers and workers with respect to gender, age and educational level. There is also evidence that this matching affects labor contracts: employers and employees with similar characteristics tend to have informal and pay-for-performance contracts with lower weekly hours.

REFERÊNCIAS

ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F. The analysis of labor markets using matched employer-employee data. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). *Handbook of Labor Economics*, v. 3B. Amsterdam: Elsevier, p. 2.629-2.710, 1999.

ACKERBERG, D.; BOTTICINI, M. Endogenous matching and the empirical determinants of contract form. *Journal of Political Economy*, v. 110, n. 3, p. 564-591, 2002.

ALMEIDA, R.; CARNEIRO, P. *Does labor flexibility affect firm performance?* Evidence from Brazil. 2006. Mimeografado.

BECKER, G. S. A theory of marriage: part I. *The Journal of Political Economy*, v. 81, n. 4, p. 813-846, 1973.

CHEUNG, S. *The theory of share tenancy*. Chicago: University of Chicago Press, 1969.

CHIAPPORI, P. A.; SALANIÉ, B. *Testing contract theory: a survey of some recent work*, invited lecture of World Congress of Econometric Society, Aug. 2000.

CORNELL, B.; WELCH, I. Culture, information and screening discrimination. *Journal of Political Economy*, v. 104, n. 3, p. 542-571, 1996.

FEDER, G. The relation between farm size and farm productivity: the role of family labor, supervision and credit constraints. *Journal of Development Economics*, v. 18, p. 297-313, 1985.

FRISVOLD, G. Does supervision matter? Some hypothesis using Indian farm-level data. *Journal of Development Economics*, v. 43, p. 217-238, 1994.

LAZEAR, E. Performance pay and productivity. *The American Economic Review*, v. 90, p. 1.346-1.361, 2000.

PAARSCH, H. J.; SHEARER, B. Piece rates, fixed wages, and incentive effects: statistical evidence from payroll records. *International Economic Review*, v. 41, p. 59-92, 2000.

PRENDERGAST, C. The provision of incentives in firms. *Journal of Economic Literature*, v. 37, p. 7-63, 1999.

(Originais submetidos em dezembro de 2006. Última versão recebida em abril de 2009. Aprovada em junho de 2009.)

APÊNDICE

Atividades econômicas existentes na amostra

Código da atividade	Descrição da atividade
50	Extrativismo mineral
54	Garimpo de pedras
55	Garimpo de minerais
58	Extrativismo mineral
100	Fabricação de louça, material de construção, cerâmica
110	Fabricação de instrumentos metálicos
120	Fabricação de máquinas
130	Fabricação de eletrodomésticos, aparelhos de comunicação, material elétrico
140	Fabricação de utensílios para meios de transporte
150	Fabricação de objetos de madeira
160	Fabricação de móveis

(continua)

(continuação)

Código da atividade	Descrição da atividade
170	Fabricação de artigos de papel
180	Fabricação de artigos de borracha
190	Fabricação de artigos de couro
200	Fabricação de produtos químicos
202	Fabricação de produtos químicos
210	Fabricação de remédios
220	Fabricação de produtos de limpeza e perfumaria
240	Fabricação de produtos de tecidos
241	Fabricação doméstica de tecidos
250	Fabricação de produtos de vestuário
251	Fabricação de produtos de calçados
260	Fabricação de alimentos
261	Confecção no lar ou sob encomenda de doces e salgados
270	Fabricação de bebidas
290	Fabricação e impressão de material de papelaria e livraria
300	Fabricação de material médico, produtos de higiene, fotografia e desenho
340	Construção civil
353	Captação, distribuição e abastecimento de águas
354	Companhias de limpeza
410	Comércio de produtos vegetais
411	Comércio de bebidas, carnes, alimentos
412	Comércio de vestuário e acessórios
413	Comércio de artigos para o lar
414	Comércio de livros e revistas
415	Comércio de material de construção
416	Comércio de eletrodomésticos
417	Comércio de artigos para meios de transporte
418	Comércio de produtos farmacêuticos e químicos
419	Comércio de derivados de petróleo
420	Comércio ambulante
421	Comércio em feira livre
422	Super ou hipermercado
424	Comércio de artigos de lazer
451	Bancos e instituições de crédito
453	Companhias de seguro
461	Administração de imóveis
471	Serviços de transporte de carga
472	Serviços de transporte de passageiros
473	Serviços de transporte a frete
475	Serviços de transporte marítimo
476	Serviços de transporte aéreo
482	Empresas de telecomunicações
511	Serviços de hospedagem

(continua)

(continuação)

Código da atividade	Descrição da atividade
512	Serviços de alimentação e itens para festas
521	Reparação de eletrodomésticos
522	Mecânicos e oficinas
523	Reparação de móveis
524	Reparação doméstica (bombeiro, electricista, encanador)
525	Reparação de relógios e utensílios de precisão
531	Academias de ginástica e institutos de beleza
532	Confecção de roupas e acessórios
533	Aluguel de vestuário e roupas de banho, laboratório fotográfico
541	Lavadeira, passadeira e tinturaria por conta própria
542	Administração e serviços para condomínio, serviços de limpeza
543	Empresas de segurança
545	Serviços de jardinagem, instalação de televisão
551	Aluguel de utensílios e serviços para entretenimento
552	Emissoras de TV e rádio
571	Serviços jurídicos
572	Serviços de contabilidade e economia
573	Serviços de processamento de dados e assessoria empresarial
574	Serviços de arquitetura, engenharia e geologia
575	Agências de propaganda e promoção de eventos
576	Serviços de fotografia, filmagem, cópia e tradução
577	Atelier de pintura, decoração e desenho
578	Serviços de escritor, jornalista, detetive e estatístico
581	Serviços de aluguel de máquinas e mão de obra para atividades agrícolas
582	Escritório de representação comercial, importação e exportação
584	Locação de aparelhagem e equipamentos em geral, escritório de <i>leasing</i> , <i>marketing</i> ,
585	Administração de bens e imóveis, escritório de corretagem de seguros, agências lotéricas
586	Serviços de turismo
587	Aluguel de veículos, estacionamentos, companhia de engenharia de tráfego, serviços de reboque
588	Serviços portuários
589	Agência de empregos, treinamento de pessoal, escritório de direitos autorais, empresa de combate a incêndio e serviços telefônicos
610	Centros de assistência social
612	Hospitais, fundações, institutos previdenciários e de seguridade
617	Clubes e associações desportivas
619	Associações comunitárias
622	Clínicas, hospitais, laboratórios
623	Serviços odontológicos
624	Veterinária e serviços para animais
632	Cursos em geral, universidades
712	Cartórios
901	Casa de jogos, prostíbulos, caça de animais
902	Atividades mal definidas, biscate, serviço de mandado
903	Atividades sem declaração

UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: FOCALIZAÇÃO E IMPACTO NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E POBREZA

Priscilla Albuquerque Tavares*

Elaine Toldo Pazello**

Reynaldo Fernandes***

Rafael de Sousa Camelo****

Este artigo avalia a focalização e o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a pobreza e a desigualdade de renda para os estados brasileiros, a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004. Avalia também as mudanças nos indicadores de focalização e o impacto relativo a duas simulações: a primeira considera a hipótese de o governo adotar como mecanismo de seleção o *proxy means-test* (PMT), mantendo o custo atual da política. A segunda simulação considera um aumento no tamanho do programa, mantendo sua regra de seleção atual. Os resultados sugerem que o sucesso na focalização depende do orçamento disponível nos estados, bem como na eficiência da seleção local, que pode estar relacionada à severidade da pobreza em cada localidade. A comparação entre as simulações mostra que o programa poderia obter melhores resultados de focalização caso o governo adotasse o mecanismo de seleção alternativo da primeira simulação *vis-à-vis* a expansão da política considerada na segunda simulação. A natureza dos impactos nos estados e entre as simulações depende do perfil dos beneficiários selecionados.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é considerado a 14^a maior economia do mundo (BANCO MUNDIAL, 2006). Apesar disso, 34% e 13% da população brasileira vivem em situação de pobreza e indigência (BARROS *et al.*, 2007). Esta contradição é fruto da elevada desigualdade de renda verificada no país.¹ Recentemente, no entanto, a literatura tem chamado a atenção para mudanças importantes nos indicadores sociais brasileiros. Entre 2001 e 2004, o índice de Gini se reduziu de 0,59 para 0,56, o que representa a maior queda na desigualdade nas últimas três décadas; além disso, 5 milhões de brasileiros saíram da condição de extrema pobreza (IPEA, 2006).

Segundo estimativas do Ipea (2006), as transferências públicas de renda – que incluem aposentadorias, pensões e programas sociais – tais como o Benefício de

* Professora do Departamento de Economia do Mackenzie.

** Professora do Departamento de Economia da FEA-RP/USP e diretora de Estudos Educacionais do INEP/MEC.

*** Professor do Departamento de Economia da FEA-RP/USP e presidente do INEP/MEC.

**** Mestrando da Escola de Economia de São Paulo da FGV.

1. Numa comparação com 125 países, o Brasil está entre os 5% mais desiguais (PNUD, 2006).

Prestação Continuada (BPC) e o Programa Bolsa Família (PBF) – são responsáveis por cerca de um terço dessa redução da desigualdade de renda nos últimos anos. A contribuição significativa das transferências de renda para a diminuição da desigualdade se deve tanto ao aumento no valor dos benefícios indexados ao salário mínimo (SM) (aposentadorias, pensões e BPC) quanto à cobertura dos programas sociais focalizados na parcela mais pobre da população (KAKWANI; NERI; SON, 2006; HOFFMAN, 2006). Entre 2001 e 2004, o peso relativo desse tipo de rendimento se elevou de 5,6% para 10% da renda total das famílias (ROCHA, 2006).

O PBF constitui-se hoje na maior política de transferência condicional de renda existente no Brasil. Foi criado em 2004, com a finalidade de unificar a gestão e execução das ações de transferência de renda de outros programas pré-existentis: Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Auxílio-Gás e Fome Zero.² Atualmente, o PBF destina cerca de R\$12 bilhões³ ao atendimento de cerca de 11 milhões de famílias.

O programa assiste domicílios em situação de extrema pobreza e pobreza (renda *per capita* de até R\$ 60 e R\$ 120, respectivamente). Neste último caso, beneficiam-se apenas os domicílios em que residem crianças com idade de 0 a 15 anos e/ou mulheres grávidas.

As famílias de ambos os grupos recebem um benefício variável de R\$ 20 mensais para cada criança ou gestante, sendo que o teto dessa parcela é de R\$ 60 por mês por domicílio. Apenas para as famílias extremamente pobres, o governo transfere adicionalmente um benefício básico de R\$ 62 mensais, independentemente da composição familiar.⁴

Em 2008, o governo instituiu o “benefício variável vinculado ao adolescente”, passando a beneficiar os jovens de 16 e 17 anos residentes em domicílios já incluídos no programa. Cada jovem recebe R\$ 30 e a transferência é concedida para até dois jovens por família. Deste modo, o benefício do programa varia entre R\$ 20 e R\$ 182. As famílias selecionadas beneficiadas pelo PBF têm prioridade de inclusão em programas complementares, como os de treinamento e capacitação.

As condicionalidades exigidas pelo PBF são: a realização de exames pré-natal (para as gestantes); o acompanhamento médico periódico para atualização de vacinas e manutenção de peso e altura adequados (para crianças de 0 a 6 anos); e a matrícula regular e frequência de no mínimo 85% das aulas no ensino fundamental (para as crianças de 7 a 15 anos). Para os jovens, a condicionalidade é

2. Os programas Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Fome Zero também eram chamados de Programa Nacional de Renda Mínima vinculada à educação, Programa Nacional de Renda Mínima vinculada à saúde e Programa Nacional de Acesso à Alimentação.

3. Orçamento Geral da União (OGU) de dezembro de 2008.

4. Em 2004, quando o programa foi implantado, consideravam-se pobres e extremamente pobres os domicílios com renda *per capita* igual ou inferior a R\$ 100 e R\$ 50 e os benefícios básico e variável eram de R\$ 50 e R\$ 15.

frequentar no mínimo 75% das aulas do curso em que estão matriculados (ensino fundamental ou médio).

O estabelecimento de condicionalidades faz com que o programa se constitua numa política de longo prazo, que visa proporcionar aos beneficiários as condições para a geração autônoma de renda no futuro, por meio do investimento em capital humano. Assim, além de buscar aliviar a pobreza no curto prazo por meio da transferência direta de renda, a política procura alterar estruturalmente a situação socioeconômica dos recipientes, ao tentar interromper o ciclo de perpetuação da pobreza.⁵

A gestão do benefício do BPF é compartilhada entre os entes federados. Ao governo federal, compete a elaboração do desenho do programa e sua normatização, bem como o repasse dos recursos gastos com a política. Entretanto, os municípios são os principais gestores do programa junto às famílias: é de sua responsabilidade cadastrar as famílias que compõem o público-alvo do Cadastro Único (CadÚnico),⁶ gerenciado pelo Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), que seleciona os beneficiários.

Esta seleção é feita a partir das cotas de benefícios municipais, previamente estabelecidas com base no número de pobres que o município possui.⁷ O cadastramento das famílias no CadÚnico não depende das cotas municipais. No entanto, Lindert *et al.* (2007) acreditam que a existência de cotas aprimora o processo de seleção no nível local, de modo que os gestores municipais tendem a focalizar o cadastramento nas famílias mais pobres dentre as pobres, apesar de não haver rigidez na atribuição das cotas, que podem ser negociadas entre o município e o governo federal.

Também é atribuição dos municípios manter atualizados os dados das famílias quanto ao cumprimento das condicionalidades. Para isto, os gestores municipais recebem apoio técnico e capacitação dos Ministérios da Educação (MEC) e da Saúde (MS), que consolidam as informações sobre a frequência escolar e o acompanhamento médico. O não cumprimento das contrapartidas pelas famílias implica advertência, bloqueio e suspensão do benefício e seu posterior cancelamento (na quinta ocorrência de descumprimento).

5. Kassouf e Ferro (2005) fazem uma discussão acerca dos potenciais efeitos de longo prazo de políticas como o Bolsa Escola.

6. Soares, Ribas e Soares (2008) apontam a criação do CadÚnico como uma vantagem da unificação dos programas sob o guarda-chuva do PBF. O CadÚnico constitui-se num sistema único de cadastramento para registro de famílias de baixa renda do país, elegíveis aos diversos programas do governo federal. A inclusão da família no CadÚnico, no entanto, não garante sua inclusão em políticas de transferência de renda.

7. Estas cotas foram calculadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) com base na incidência de pobreza apontada pelo Censo Demográfico de 2000 e pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001, ambos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e reajustadas com base nas variações na incidência de pobreza apontadas pela PNAD de 2004.

O processo de seleção dos beneficiários do PBF baseia-se no método de focalização conhecido como (*simple*) *means test*. Este método de focalização ou *targeting* utiliza um conjunto de informações consideradas “chave” na discriminação entre elegíveis e não elegíveis, tais como declarações de renda ou outros critérios de elegibilidade, verificados pelo governo – *verified means test* (VMT) – ou não – *unverified means test* (UMT).

O VMT é considerado o *gold standard* entre os métodos de *targeting*, pois envolve a verificação da renda declarada por meio do cruzamento de informações bancárias e fiscais dos indivíduos, sendo assim um método de alta precisão. A seleção dos beneficiários do PBF se aproxima deste método ao comparar a renda declarada pela família com informações de seus gastos e com dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

Segundo Coady, Grosh e Hoddinott (2005), no entanto, esse tipo de verificação é complexo e só é possível com um alto grau de formalidade entre os elegíveis em termos de declaração de rendimentos e riqueza. Por este motivo, o VMT é mais usado em países desenvolvidos (como os Estados Unidos nos programas *Temporary Assistance for Needy Families*, *Food Stamps* e *Medicaid*).

Os autores ainda apontam que em países em desenvolvimento existem incentivos para subdeclaração da renda, uma vez que a checagem de informações por outras fontes é menos confiável, dado o elevado grau de informalidade, principalmente entre o público-alvo típico de programas sociais.

Assim, apontam para as vantagens de outro método de *targeting* também baseado na avaliação domiciliar – o *proxy means-test* (PMT), que consiste em calcular um escore para cada domicílio por meio de variáveis diretamente observáveis que sejam correlacionadas com a renda. Este escore é então comparado com um escore de corte, que determinará os elegíveis ao programa. Esse sistema é usado em programas como o *Oportunidades* no México e o *Subsídio Único Familiar* no Chile.

Castañeda *et al.* (2005) comparam os resultados empíricos desses métodos entre países da América Latina e Estados Unidos⁸ e ressaltam que, além de apresentar critérios observáveis para seleção dos elegíveis, o aparato administrativo necessário para a implantação do PMT é mais próximo da realidade dos países em desenvolvimento que o necessário ao VMT. Além disso, seus custos administrativos (de coleta e checagem de informações) são menores em relação aos do VMT, embora o custo fixo de sua implantação costume ser mais caro, uma vez que exige sistemas e pessoal especializados para o cálculo do escore.

8. CadÚnico (Brasil), Registros do *Oportunidades* (México), Ficha CAS (Chile), Sisben (Colômbia), Sipo (Costa Rica) e os registros do TANF, *Food Stamps* e *Medicaid* (Estados Unidos). Para tornar os resultados comparáveis, os autores consideram a posição dos recipientes dos diferentes programas na distribuição de renda.

Sabe-se que o sucesso de um programa social em promover mudanças nas condições socioeconômicas dos beneficiários depende do seu grau de focalização. De maneira geral, a gestão do PBF é bem avaliada: diversos autores apontam a boa focalização do programa e evidenciam sua importância para a melhoria dos indicadores sociais brasileiros nos últimos anos.⁹

No entanto, dadas as diferenças apontadas entre os métodos de *targeting*, se o governo pretendesse ampliar os impactos do programa, qual seria a melhor estratégia: tentar melhorar sua focalização, mudando o mecanismo de seleção, ou expandir o tamanho do programa para incluir mais beneficiários?

O objetivo deste artigo é exatamente comparar essas duas estratégias. Para isto, realizam-se duas simulações, a partir dos dados da PNAD de 2004: a primeira considera a hipótese de o governo utilizar o PMT para a seleção dos beneficiários, mantendo o tamanho do programa em 2004, e a segunda considera a expansão do programa para o seu tamanho em 2006.

O artigo também contribui para a análise da focalização observada do PBF, a partir da comparação da eficiência do mecanismo de seleção do programa e de seu sucesso em promover impactos de curto prazo sobre a pobreza para os diferentes estados brasileiros. Os impactos observados são comparados aos impactos potenciais do programa (que seriam obtidos diante da perfeita focalização) e podem servir de *benchmark* para estudos futuros sobre o PBF e outros programas sociais.

O texto está organizado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção descrevem-se os dados utilizados, o tratamento das variáveis e a metodologia empregada nas estimações e a terceira e quarta seções discutem os resultados obtidos. Em seguida encontram-se as principais conclusões verificadas no trabalho.

2 METODOLOGIA

2.1 Identificação dos beneficiários e do valor do benefício do Bolsa Família

A PNAD de 2004 traz um suplemento sobre os programas de transferências do governo e, portanto, permite avaliar efetivamente o PBF. No questionário, existem perguntas sobre o recebimento de cada programa social pelo domicílio.¹⁰ Embora não haja uma pergunta específica sobre o valor do benefício, esta informação está declarada na variável de “outros rendimentos”,¹¹ que inclui “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos”.

9. Em Barros, Foguel e Ulyseia (2007), diversos artigos apontam a boa focalização e os expressivos impactos dos programas condicionais de transferência de renda.

10. As variáveis v2003 a v1600 referem-se aos programas Auxílio-Gás, Bolsa Família, Cartão Alimentação ou Fome Zero, Bolsa Alimentação, BPC/Lei Orgânica da Assistência Social (Loas), Bolsa Escola e Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti).

11. A variável v1273 do questionário de pessoas.

Para identificar os beneficiários do PBF e o valor recebido da transferência, utilizamos o procedimento empregado por Foguel e Barros (2008), que permite identificar indiretamente os beneficiários do PBF por meio da informação dos valores recebidos pelo programa.

O trabalho de Foguel e Barros (2008) trata de uma avaliação do impacto dos programas condicionais de renda sobre a oferta de trabalho. Os autores utilizam dados das Pnads de 2001 a 2005. Este procedimento de identificação “indireta” justifica-se pelo fato de que estas PNADs não investigam a participação dos domicílios em programas sociais, exceto a de 2004.

Assim, os autores pressupõem que “domicílios que derivam renda de ativos financeiros tendem a não ser beneficiários de programas sociais”. Partindo dessa hipótese, identifica-se como beneficiário o domicílio que declara na variável “outros rendimentos” uma combinação exata de valores típicos transferidos pelo programa, sendo o valor declarado considerado o “valor do BF”. Caso o valor declarado não corresponda a um valor típico, ele é considerado como “rendimento de ativos financeiros” e o domicílio, não beneficiário.

Aqui, utiliza-se este mesmo procedimento para identificar os beneficiários do Bolsa Família: baliza-se unicamente na declaração dos valores típicos em “outros rendimentos” e desconsidera-se a participação do domicílio no programa.¹² Entendem-se como “valores típicos” todas as quantias transferidas pelos programas que constituem o Bolsa Família: R\$ 7 e R\$ 8 (R\$ 15 bimestrais, do Auxílio-Gás); R\$ 50 (valor fixo do PBF e do Cartão Alimentação); R\$ 15, R\$ 30 e R\$ 45 (valores variáveis do PBF, Bolsa Escola e Bolsa Alimentação).¹³

A partir da identificação dos beneficiários e dos valores declarados para a transferência, foi possível construir as variáveis de renda domiciliar *per capita ex ante* e *ex post*. A diferença entre essas duas medidas é o benefício associado ao programa. Para os domicílios considerados beneficiários, a renda *ex post* é a declarada na PNAD e a renda *ex ante* equivale à renda declarada subtraída do valor do benefício. Nos casos em que nenhum rendimento associado ao programa tenha sido informado (ou seja, o domicílio é considerado não beneficiário) as rendas *ex ante* e *ex post* são iguais à declarada na PNAD.

12. Exemplo: se o valor declarado for de R\$ 45, o domicílio é considerado beneficiário; se o valor for de R\$ 46, o domicílio é considerado não beneficiário. Foguel e Barros (2008) checam a consistência do procedimento, a partir da informação dos domicílios sobre sua inscrição em programas sociais declarada na PNAD de 2004, e mostram que 92% dos beneficiários são corretamente identificados pelo procedimento. Finalmente, também mostram a evolução crescente na declaração de valores típicos em “outros rendimentos” entre 1999 e 2005 como uma evidência de que eles se referem às transferências de programas sociais, consistente com o fato de que estes programas tiveram início em 2001 e vêm aumentando sua cobertura deste então.

13. Esta opção se faz necessária para que o número de famílias beneficiadas pelo programa não seja subestimado. Isto porque, como a unificação destas políticas ocorreu em 2004, supõe-se que alguns beneficiários não soubessem distinguir com clareza os diferentes programas, como ressaltam Soares, Ribas e Soares (2008). Deste modo, ao declarar as informações ao recenseador da PNAD, o informante podia se considerar beneficiário dos programas originais ou do Bolsa Família.

2.2 Focalização

Na avaliação de focalização realizada neste artigo, utilizamos duas medidas de focalização: a medida tradicional, que trata da porcentagem de domicílios incluídos que efetivamente pertencem ao público-alvo do programa e o indicador de focalização (IF) proposto no artigo de Anuatti-Neto, Fernandes e Pazello (2001), descrito a seguir:

$$IF = \alpha[P_I - P_E] + (1 - \alpha)[NP_E - NP_I] \quad (1)$$

em que:

$$IF \in [-1; 1];$$

P_P , P_E , NP_I e NP_E são as variáveis de *targeting* da política:

P_I = proporção de domicílios pertencentes ao público-alvo corretamente incluídos no programa;

P_E = proporção de domicílios pertencentes ao público-alvo erroneamente excluídos do programa;

NP_E = proporção de domicílios não pertencentes ao público-alvo corretamente excluídos do programa;

NP_I = proporção de domicílios não pertencentes ao público-alvo erroneamente incluídos no programa; e

α = Fator de ponderação, em que $0 \leq \alpha \leq 1$.

Este indicador avalia a efetividade geral da regra de seleção ao considerar simultaneamente medidas de eficiência no alcance do programa [$P_I - P_E$] e de sua imprecisão [$NP_E - NP_I$]. A avaliação do IF é simples: quanto maior o seu valor, melhor é a focalização do programa.

Se $\alpha = 0,5$ o IF se reduz a [$P_I - NP_I$] (ver ANUATTI-NETO; FERNANDES; PAZELLO, 2001, p. 5), passando a avaliar somente a diferença nas probabilidades de inclusão no programa para pobres e não pobres. Note que o mecanismo de seleção aleatória (em que todos os domicílios têm a mesma probabilidade de inclusão no programa) apresentaria em média um indicador de focalização igual a zero. Desse modo, a magnitude do IF calculado a partir de $\alpha = 0,5$ mostra quão melhor é a seleção dos beneficiários em relação à seleção aleatória, ou seja, considera-se que

valores positivos para o indicador revelam que a focalização da política é melhor do que se fosse baseada numa loteria.¹⁴

2.3 Simulações

2.3.1 O critério de *proxy means-test*

A primeira simulação realizada neste artigo considera os resultados de focalização e impacto do programa na hipótese de o governo selecionar os beneficiários a partir de características observáveis (PMT) em vez da renda (VMT), mantendo fixo o valor gasto com o programa em 2004.

Em outras palavras, esta simulação considera os resultados potenciais de focalização e impacto que seriam obtidos caso os *policy makers* selecionassem os beneficiários a partir da observação de informações pessoais e familiares correlacionadas com a renda. Supondo que essas informações sejam mais facilmente observadas do que a renda, o governo poderia utilizá-las como *proxies* para a renda, para estimar a probabilidade de cada família de pertencer ao público-alvo do programa. Assim, as famílias escolhidas para participar do programa seriam aquelas com maior probabilidade estimada de estarem no rol de beneficiários.

Para estimar estas probabilidades, utilizou-se o modelo *logit* cuja variável dependente é a *dummy* que indica se o domicílio pertence ao público-alvo. As variáveis independentes escolhidas, por hipótese, apresentam alto poder de previsão da chance de um domicílio pertencer ao público-alvo do programa, uma vez que representam boas *proxies* de renda em quatro dimensões:

1) Atributos do chefe do domicílio associados ao salário: idade, escolaridade e raça.

2) Composição da família, no que tange à responsabilidade de administração da casa (famílias monoparentais ou em que existe um cônjuge): em famílias monoparentais, o fato de o chefe arcar sozinho com a provisão e alocação do orçamento doméstico deve associar-se a menores rendas *vis-à-vis* famílias em que há um cônjuge. Mesmo quando os filhos participam para a geração de renda, sua contribuição não deve compensar a falta do rendimento trazido por um adulto. Além disso, em famílias monoparentais a chance de os filhos abandonarem a escola para trabalhar deve ser mais elevada.

14. O parâmetro α refere-se ao peso que se concede ao alcance e $(1 - \alpha)$ ao peso que se concede à imprecisão. Para calcular o IF, podem-se atribuir valores arbitrários ao parâmetro α , como é feito aqui, estabelecendo importâncias relativas quaisquer para os dois critérios de focalização (por exemplo, $\alpha = 0,50$). Entretanto, é possível também estimar o " α implícito" de uma política pública existente, isto é, dada a observação do público atendido, é possível calcular o peso que o *policy maker* estaria atribuindo ao alcance e à imprecisão, supondo-se que a política estivesse maximizando o indicador de focalização (proposições 1 e 2 do artigo de ANUATTI-NETO; FERNANDES; PAZELLO, 2001).

3) Localização geográfica do domicílio – nas diferentes Unidades da Federação (UFs), em regiões urbanas e metropolitanas –, que se relaciona tanto a características do mercado de trabalho, como a probabilidade de encontrar emprego e os diferenciais de retornos salariais, quanto ao acesso a serviços educacionais e de saúde, associados, por exemplo, ao planejamento familiar.

4) Acesso à infraestrutura (água encanada, coleta de lixo e esgoto, telefonia, energia elétrica, área da residência) que capta a cesta de serviços básicos disponível aos domicílios dado seu orçamento. Trata-se de serviços de necessidade primária, cuja aquisição depende, sobretudo, da restrição orçamentária e pouco das preferências por consumi-los.¹⁵

Com base nestas características, estimaram-se as probabilidades de pertencer ao público-alvo para os domicílios [PPA(X_i)], que foram ordenados de forma decrescente, segundo seu *propensity score*. Foram admitidos no programa aqueles domicílios com maior *propensity score* e incluiu-se um número de domicílios de tal forma que o gasto total observado em 2004 não se alterasse.¹⁶

2.3.2 Expansão do programa

A segunda simulação busca avaliar a focalização do programa quando este é expandido. O objetivo é analisar o que aconteceria com a focalização do programa caso a regra de seleção fosse a de 2004 (observada a partir dos dados da PNAD), mas o número de beneficiários fosse o de 2006. Quando o tamanho do programa cresce espera-se que tanto a cobertura quanto o vazamento se elevem, de modo que o resultado sobre a focalização é uma questão que deve ser avaliada empiricamente.

A ideia da simulação é a seguinte: a partir dos dados disponíveis, os domicílios já beneficiários em 2004 continuam beneficiários em 2006; além disso, novos domicílios devem ser incluídos para atingir o número observado em 2006. Para incluir os novos beneficiários, recorreu-se a uma técnica de sorteio a partir da probabilidade de o domicílio ser incluído no programa. Assim, o mecanismo seria aleatório, mas condicionado à probabilidade de o domicílio pertencer ao programa.

O procedimento pode ser descrito da seguinte forma: utilizou-se um modelo *logit* com as mesmas variáveis explicativas do exercício anterior, mas tendo como dependente uma variável *dummy* para a participação no programa. A partir dos

15. Foram incluídas quatro *dummies* para a idade (menos de 25 anos como *default*, 25-34, 35-44, 45-54, mais de 55), três *dummies* para a escolaridade (4 anos ou menos de estudos como *default*, 5-8, 9-11, mais de 12); *dummy* para cor branca; duas *dummies* para tipo de família (casal como *default*, monoparental chefiada por homem, monoparental chefiada por mulher); *dummies* de estado; *dummies* para região urbana e metropolitana; *dummies* para acesso à água encanada; rede coletora de lixo; rede de esgoto; energia elétrica e telefonia; e a densidade morador-cômodo.

16. O gasto total com as transferências do programa em setembro de 2004 foi calculado a partir da soma expandida do “valor do BF” (R\$ 296,6 milhões) e representa 88% do gasto oficial do programa em outubro de 2004, de R\$ 337 milhões. Para mais informações, ver Brasil (2004). Ressalta-se que a informação oficial para setembro de 2004 não está disponível.

coeficientes obtidos, estimou-se para cada domicílio uma probabilidade de ser incluído no programa [PBF(X_i)]. Aqui, admite-se que o governo estaria utilizando o algoritmo de inclusão gerado pelas estimativas desse modelo *logit*.

Em seguida, criou-se uma variável aleatória com distribuição uniforme no intervalo [0,1], que servirá de base para o sorteio. A ideia é que se a probabilidade de o domicílio estar incluído no programa [PBF(X_i)] for maior do que o número aleatório, o domicílio será incluído; caso contrário, o domicílio não será incluído.

Então, a decisão de qual domicílio incluir ou não é aleatória, mas está condicionada à probabilidade de o domicílio ser ou não beneficiário. Por exemplo, se um domicílio é extremamente pobre, sua probabilidade de inclusão deve ser alta (por exemplo, 0,90); assim, a probabilidade de que o número aleatório sorteado para ele seja maior do que 0,90 é baixa, de forma que, com grandes chances, este domicílio será incluído. Vale lembrar que este sorteio só foi aplicado para os domicílios ainda não incluídos no programa.

Para os “novos beneficiários” das duas simulações, imputaram-se valores para as transferências a fim de calcular a renda *ex post*. Esta imputação seguiu os critérios do programa em 2004, ou seja, considerou a situação socioeconômica dos domicílios (renda domiciliar *per capita ex ante*) e suas características demográficas (número de filhos entre 0 e 15 anos).

Há que se ressaltar que este trabalho pretende contribuir metodologicamente para a literatura de avaliação do PBF ao propor procedimentos para avaliá-lo a partir de diferentes desenhos, principalmente o método aplicado para o exercício da expansão do programa. Apesar de também avaliarmos a focalização e o impacto observados no PBF, outros autores o fazem a partir de dados mais atuais (PNAD de 2006) (ver SOARES; RIBAS; SOARES, 2008).

2.4 Impacto sobre pobreza e distribuição de renda

Para mensurar os efeitos do PBF sobre a situação socioeconômica das famílias beneficiárias, calcularam-se as medidas P_0 , P_1 e P_2 (extensão, hiato e severidade da pobreza/extrema pobreza)¹⁷ e o índice de Gini, considerando a renda domiciliar *per capita ex ante* e *ex post*. Adotou-se a linha de pobreza do Ipeadata/Cepal¹⁸/IBGE.

17. Estes índices são conhecidos como indicadores de pobreza decomponíveis de Foster, Greer e Thorbecke (índices FGT) e são definidos

por $P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z_p - y_i}{z_p} \right)^\alpha$, em que P_α é a medida de pobreza; n é o tamanho da população; q é o número de pobres; z_p é a

linha de pobreza e y_i é a renda domiciliar *per capita*. Se $\alpha = 0$, a medida de pobreza (P_0) refere-se à proporção de pobres na população. Para $\alpha = 1$, a medida P_1 fornece o hiato médio da pobreza ou sua intensidade. Já quando $\alpha = 2$, P_2 representa o hiato quadrático médio ou a severidade da pobreza, uma medida que considera tanto a incidência e a intensidade da pobreza quanto a desigualdade entre os pobres.

18. Comissão Econômica para a América Latina.

Todas estas medidas foram calculadas para o impacto observado do programa e para as duas simulações realizadas.

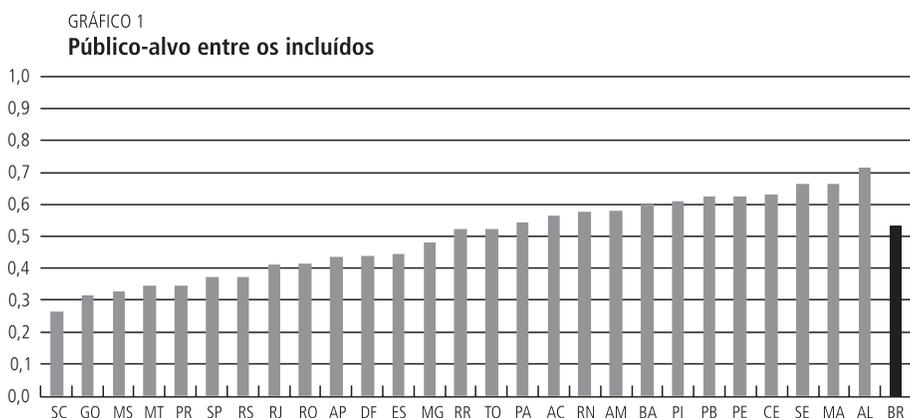
As linhas de extrema pobreza são estimadas a partir do custo de uma cesta de consumo que permita suprir as necessidades nutricionais dos indivíduos em cada região brasileira. As linhas de pobreza equivalem a duas vezes o valor das linhas de extrema pobreza. O valor fornecido pelo Ipeadata para 2001 foi corrigido pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para o ano de 2004.

Finalmente, consideraram-se os impactos sobre a pobreza e a distribuição de renda sob a hipótese de que o PBF fosse perfeitamente focalizado, ou seja, supondo que a política atendesse a todos os beneficiários potenciais e somente a eles. Este exercício é interessante para avaliar o quão relevantes são os impactos observados e para se ter uma ideia do impacto potencial total da política.

3 RESULTADOS DE FOCALIZAÇÃO

3.1 Focalização observada

Em 2004, os recursos destinados ao PBF correspondiam a 64% do montante necessário para a perfeita focalização. Neste ano, a cobertura do programa foi de 42% e pouco mais da metade dos domicílios beneficiários (53%) pertencia ao público-alvo. Entre os estados, a focalização é bastante heterogênea e, *grosso modo*, é mais elevada quanto mais pobre é o estado. No gráfico 1, observa-se que no Nordeste mais de 60% dos domicílios incluídos atendem aos requisitos para a elegibilidade, já no Sul e no Centro-Oeste esta proporção é de menos de 40%.

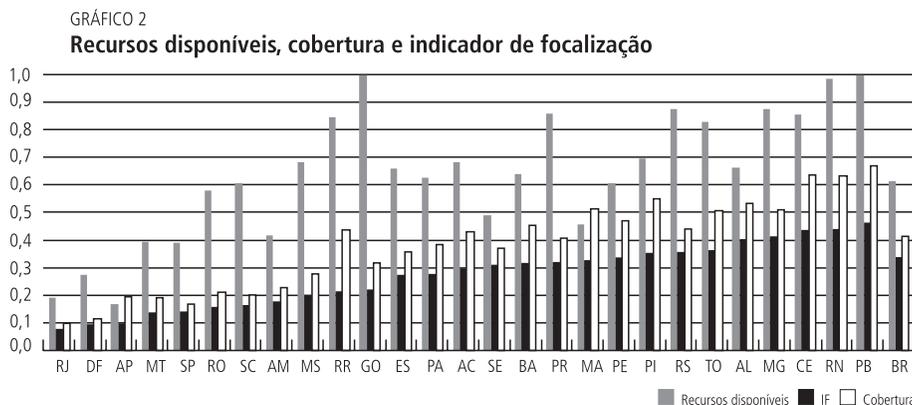


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

O IF para o Brasil é de 0,34. Isto mostra que a focalização obtida pela regra de seleção do PBF é melhor do que se a distribuição do recurso fosse aleatória, o

que significa que a eficiência do mecanismo de seleção dos beneficiários no alcance da política é maior do que sua imprecisão. Entre os estados, os IFs também são positivos, mas com magnitudes muito distintas.¹⁹

Note-se que as diferenças na eficiência do mecanismo de seleção do programa (medida pelo IF) estão positivamente relacionadas ao “tamanho do programa”. O gráfico 2 relaciona o IF em cada estado ao orçamento disponível como proporção do orçamento necessário para a perfeita focalização.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

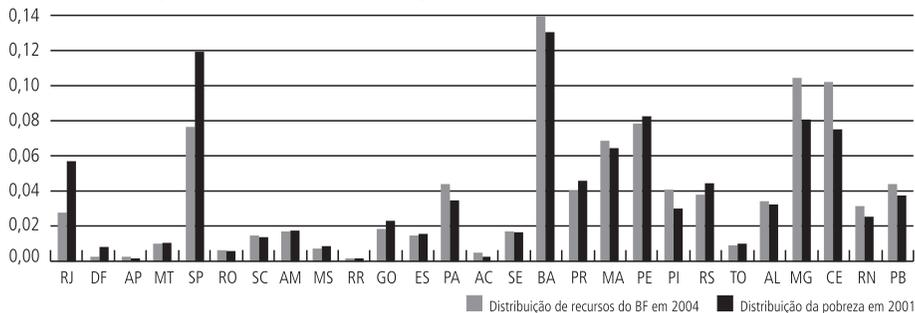
Nota: A série “recursos disponíveis” corresponde ao quociente entre o total dos valores típicos do Bolsa Família declarados em “outros rendimentos” e o total das transferências que seriam recebidas pelos domicílios do público-alvo.

Os estados com os menores (maiores) IFs em geral são aqueles onde os recursos disponíveis correspondem a uma proporção menor (maior) do que se gastaria em perfeita focalização. Nos estados do Rio de Janeiro, Distrito Federal e Amapá, em que as transferências correspondem a menos de 30% do necessário para a perfeita focalização, os IFs são menores do que 0,10. Já nos estados de Minas Gerais, Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba, que apresentam IFs maiores do que 0,40, o orçamento do programa ultrapassa 85% do que seria despendido caso todo o público-alvo fosse atendido.

Como já ressaltado, o repasse dos recursos do PBF para os municípios é baseado na distribuição local da população pobre. No entanto, o gráfico 3, que relaciona a distribuição do orçamento do programa em 2004 e a distribuição da população pobre em 2001 entre os estados, mostra que não existe uma perfeita coincidência entre elas. Os estados estão ordenados segundo seu IF.

19. Soares *et al.* (2006) ressaltam que os dados da PNAD não refletem com precisão os números absolutos dos registros administrativos do PBF, mas reproduzem com precisão a distribuição regional dos beneficiários e suas características.

GRÁFICO 3

Distribuição da pobreza e distribuição dos recursos do Bolsa Família

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

Nota: Compara-se a distribuição dos recursos do programa em 2004 com a distribuição da pobreza em 2001, uma vez que as cotas municipais foram definidas com base no Censo Demográfico de 2000 e na PNAD de 2001. Os valores absolutos dos repasses totais aos estados encontram-se nos anexos.

De maneira geral, quando a focalização é menor, a população pobre que o estado concentra excede a parcela dos recursos recebidos por ele: 10% dos recursos do programa destinam-se ao Rio de Janeiro, ao Distrito Federal e a São Paulo, em que vivem 18,5% da população pobre brasileira. Já Minas Gerais, Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba, estados com IFs elevados e que concentram 21,9% dos pobres, recebem 28,3% do orçamento do PBF.

Considerando que o sucesso na focalização depende do volume de recursos disponíveis para o programa e da eficiência na identificação das famílias, os estados com maior orçamento relativo devem apresentar vantagens na focalização, pelo simples fato de que podem cobrir uma parcela maior do público-alvo, mesmo supondo que a seleção dos beneficiários fosse aleatória ou que todos os gestores locais tivessem a mesma eficácia ao selecionar as famílias elegíveis ao programa. No gráfico 2 também se observa que estados com maiores recursos disponíveis apresentam índices de cobertura mais elevados.²⁰

No entanto, o tamanho do programa não deve ser o único fator a explicar as diferenças estaduais na focalização. Em Roraima e Goiás, o orçamento do PBF relativo ao necessário para a perfeita focalização é tão ou mais elevado quanto o do Ceará (nos três casos, os recursos seriam suficientes para atender a mais de 80% do público-alvo). No entanto, enquanto no Ceará 66,5% dos beneficiários pertencem ao público-alvo e seu IF é de 0,44, em Roraima e Goiás menos de 45% dos recipientes são corretamente incluídos no programa e o IF de ambos é de 0,22.

Já o estado de Pernambuco apresenta indicadores de focalização superiores aos de Santa Catarina, embora ambos os estados tenham orçamentos necessários

20. As correlações entre o IF (e a cobertura) e os recursos disponíveis são de cerca de 0,71.

para atender a cerca de 60% do público-alvo. Esse estado nordestino inclui corretamente 58% dos beneficiários e apresenta IF de 0,33. No estado do Sul, 37,3% dos beneficiários pertencem aos potenciais elegíveis ao programa e seu IF é de 0,17.

Assim, deve haver outros fatores que afetam a focalização entre os estados, tais como a diferença na eficiência dos gestores municipais em identificar os beneficiários localmente e a autosseleção ao programa, relacionada à severidade da pobreza em cada localidade. No Nordeste, por exemplo, o hiato da pobreza é o dobro do calculado para o Brasil. Deste modo, a diferença entre pobres e não-pobres é mais acentuada, o que deve facilitar a identificação dos elegíveis pelos gestores. Também por esta razão, o recebimento do benefício apresenta maior importância relativa para as famílias, o que deve aumentar a procura pelo programa junto aos órgãos municipais responsáveis pela seleção.

Os resultados apresentados em Barros *et al.* (2008) e Soares, Ribas e Soares (2008) dão suporte a estas especulações. O primeiro trabalho mostra que existem ganhos de focalização quando a distribuição de recursos é uma função crescente da pobreza: se o sistema de cotas for baseado na distribuição da pobreza (que é o caso do PBF), mesmo diante de uma seleção aleatória, “os pobres que vivem em localidades mais pobres terão mais chances de participar do programa do que os pobres que vivem em comunidades menos pobres.” Os autores ainda ressaltam que imperfeições nas definições da distribuição dos recursos elevam a covariância entre as cotas e o grau de pobreza, aumentando os ganhos de focalização.

Os autores ainda mostram empiricamente que, embora o sistema de cotas responda por cerca de um terço dos ganhos de focalização do PBF (em comparação com um programa em que os beneficiários fossem aleatoriamente escolhidos), grande parte do sucesso na focalização da política se deve às diferenças na seleção das famílias para o cadastramento no nível local. O segundo trabalho, por sua vez, ressalta o papel da autosseleção ao programa em localidades mais pobres: dados os custos privados e sociais em participar do programa,²¹ os indivíduos mais necessitados teriam mais motivação em inscrever-se na política.

3.2 Focalização *proxy means-test* versus expansão

Caso o governo adotasse outra regra de seleção, passando a observar características pessoais e familiares em vez da renda, a cobertura do PBF seria de 46,5%. Dentre os incluídos, quase 70% dos domicílios pertenceriam ao público-alvo do programa e o IF para o Brasil seria de 0,42.

Os resultados de focalização obtidos a partir da simulação do mecanismo de seleção alternativo (PMT) são potencialmente melhores do que os observados

21. Os custos privados referem-se aos custos incorridos pela família com deslocamento para inscrição e recebimento do benefício e obtenção de documentos comprobatórios da elegibilidade. Já os custos sociais estão relacionados ao estigma em participar do programa.

(obtidos a partir do VMT): a cobertura poderia ser elevada em 5 pontos percentuais (p.p.) e o vazamento poderia ser reduzido em quase 17 p.p. Como resultado, teríamos um aumento potencial no IF de quase 0,09 ponto. No entanto, é preciso ressaltar que não é possível concluir pela superioridade do PMT em relação ao VMT apenas pela comparação destes resultados.

Isto porque os resultados da simulação do PMT incorrem apenas em erros estatísticos, enquanto os resultados observados do VMT contam também com erros do processo de implantação do programa. No entanto, podem-se interpretar os dados obtidos com a simulação como resultados potenciais do mecanismo alternativo de inclusão, de modo que eles podem ser vistos como um “limite superior” para o que se poderia observar caso o PMT fosse implantado.²²

Além disso, deve-se considerar o fato de que o algoritmo obtido neste exercício não apresentaria necessariamente a mesma precisão estatística se aplicado à base de dados do CadÚnico. Por um lado, como o CadÚnico inclui uma amostra selecionada e mais homogênea da população (a parcela mais pobre), o poder preditivo do instrumento aplicado a ele poderia ser maior do que o obtido com a PNAD. Por outro lado, o fato de as informações do CadÚnico serem de pior qualidade poderia reduzir o poder preditivo do instrumento que lhe é aplicado em relação ao da PNAD.²³

Já diante da expansão no tamanho da política, a cobertura do PBF seria de 53,3%. O programa acertaria na inclusão de cerca de 44% dos domicílios beneficiários, apresentando IF de 0,39. Comparando estes resultados com os observados, nota-se que o acerto na inclusão do público-alvo se reduziria em 9 p.p. Este resultado é semelhante ao encontrado em Soares, Ribas e Soares (2008), que avaliam a diferença observada na focalização do programa entre 2004 e 2006, a partir dos dados das Pnads desses dois anos e concluem que o erro na inclusão do público-alvo reduziu-se em 7,2 p.p., o que demonstra a acuracidade de nossa simulação.²⁴

Em programas focalizados, o esforço dos *policy makers* está em minimizar o vazamento e maximizar a cobertura. Porém, existe um *trade-off* entre esses indicadores: quando o programa se expande, ambas as medidas tendem a aumentar.

22. Freije, Bando e Arce (2005) fazem interpretações semelhantes às dos resultados de avaliação do *Oportunidades*. O artigo simula os impactos sobre a pobreza diante do aumento no valor do benefício (sem mudanças no rol de beneficiários) e do aumento do número de beneficiários.

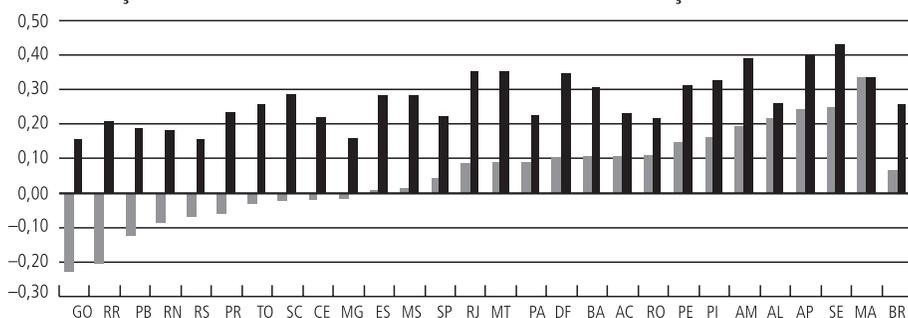
23. O artigo de Barros *et al.* (2007) simula uma piora na qualidade dos dados da PNAD, de forma a tentar torná-los comparáveis com as informações do CadÚnico. No entanto, os autores ressaltam que a diferença na qualidade das informações entre estes bancos de dados não é homogênea (depende da informação considerada), não sendo possível concluir em que medida um grupo de informações é superior ao outro.

24. A correlação entre os *rankings* dos indicadores de focalização observados e da expansão é de 0,96, o que sugere que a metodologia empregada para o exercício do aumento no tamanho do programa reproduz relativamente bem a regra de seleção atual do programa. Outro resultado que aponta para a precisão deste procedimento refere-se à comparação dos resultados encontrados neste artigo e em Soares, Ribas e Soares (2008). Nossos resultados mostram que a proporção do público-alvo entre os incluídos cairia 9 p.p. diante da expansão do programa, próximo da queda de 7 p.p. encontrada pelos autores.

Assim, seria interessante que o *policy maker* conhecesse, *a priori*, como estes índices evoluem à medida que o programa passasse a contemplar um número maior de beneficiários. Deste modo, é útil comparar os resultados das simulações, mas levando-se em consideração que estes dois desenhos alternativos apresentariam restrições orçamentárias distintas (tanto em termos de gastos com as transferências como em relação aos custos administrativos e de implantação).

Os gráficos 4 e 5 mostram que os resultados de focalização do PBF seriam melhores diante da adoção de um mecanismo de seleção alternativo do que diante da expansão do programa. Isto porque com a inclusão de novos beneficiários o aumento médio do vazamento (26 p.p.) superaria o aumento médio da cobertura (6,8 p.p.) e elevaria o erro de inclusão em todos os estados.

GRÁFICO 4

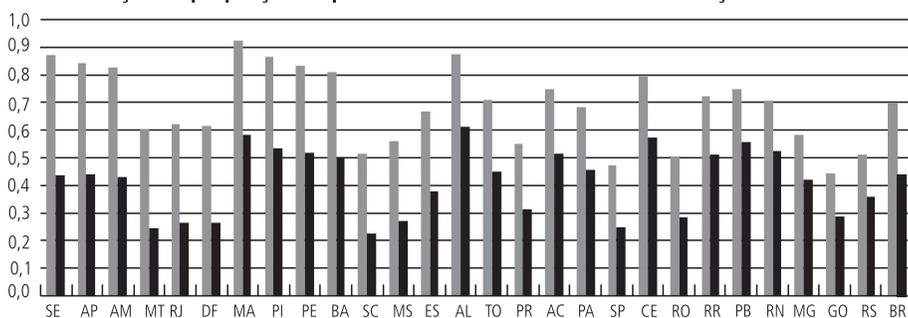
Variações nos indicadores de cobertura e vazamento: simulações

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

Nota: As séries "cobertura" e "vazamento" referem-se à diferença entre os indicadores da simulação 2 (expansão) e da simulação 1 (mudança no mecanismo de seleção).

■ Cobertura ■ Vazamento

GRÁFICO 5

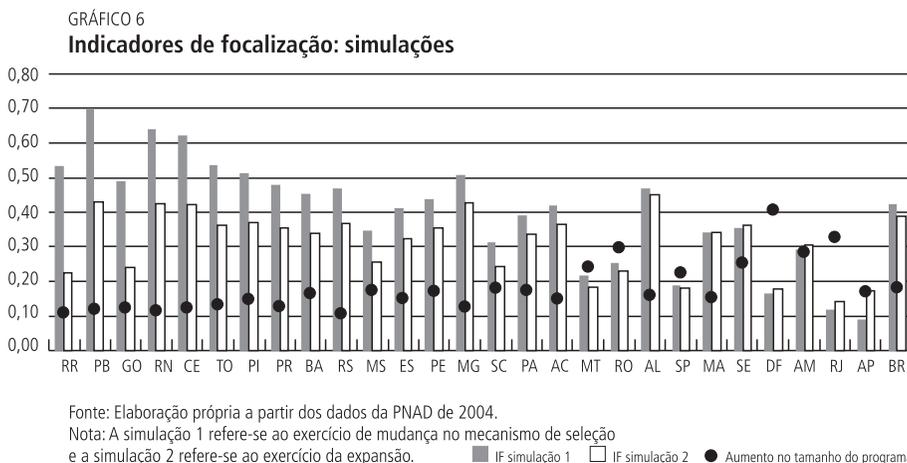
Variação na proporção do público-alvo entre os incluídos: simulações

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

Nota: A simulação 1 refere-se ao exercício de mudança no mecanismo de seleção e a simulação 2 refere-se ao exercício da expansão.

■ Simulação 1 ■ Simulação 2

O gráfico 6 compara os IFs de cada simulação e os relaciona ao aumento do número de beneficiários dado pela expansão nos estados em termos percentuais (aumento no tamanho do programa). Os estados estão ordenados pela diferença entre os indicadores de focalização das simulações 2 e 1. As diferenças nos indicadores de focalização estão relacionadas tanto ao orçamento do programa em 2004 quanto ao crescimento percentual no número de domicílios incluídos no PBF em cada estado.²⁵



Os estados onde se observam as maiores quedas nos IFs da expansão são aqueles em que o aumento no tamanho da política reduz a cobertura em cerca de 10 p.p. Nestes estados, o orçamento disponível é elevado – mais de 80% do necessário para atender ao público-alvo (ver gráfico 2) – de forma que o exercício da mudança no mecanismo de seleção (que mantém o custo da política em 2004) deve estar maximizando a cobertura do programa. Além disso, o aumento médio no número de beneficiários na expansão do programa nestes estados é reduzido (da ordem de 10%), de modo que não existe espaço para grandes aumentos na cobertura. Este é o caso de Goiás, Roraima, Paraíba e Rio Grande do Norte.

Por outro lado, em outros estados observa-se que os IFs da expansão são maiores do que os do PMT. Estes são os estados com os menores orçamentos disponíveis e para os quais o aumento no número de beneficiários na expansão do programa é relativamente maior (em média 27%), o que significa que existem maiores chances de elevar a cobertura do programa aumentando seu tamanho do que melhorando seus instrumentos de seleção. Neste caso, destacam-se o Distrito

25. Quanto menor o aumento percentual no número de beneficiários, maior a diferença entre os IFs da expansão e do PMT. A correlação é de $-0,64$.

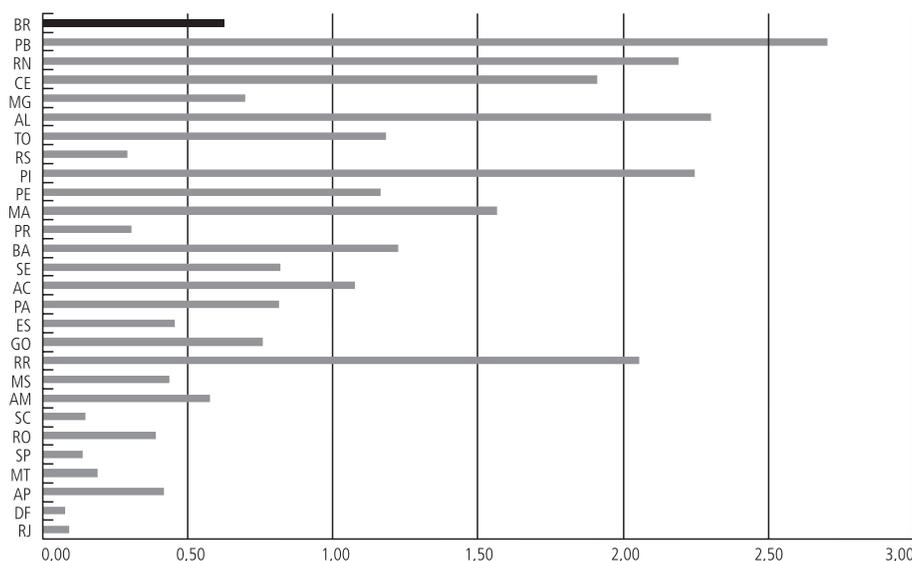
Federal, Amazonas, Rio de Janeiro e Amapá. Assim, a comparação entre as simulações mostra que, em geral, a expansão do programa tenderia a piorar sua focalização em relação a uma alteração na metodologia de seleção, mas também sugere que o *trade-off* entre o aprimoramento dos mecanismos de seleção e a expansão da política depende do ponto de partida do programa.

4 RESULTADOS DE IMPACTO

4.1 Impactos observados

Os gráficos 7 e 8 apresentam os impactos observados sobre a desigualdade de renda (índice de Gini) e a pobreza/extrema pobreza (P_0 , P_1 e P_2 , respectivamente). Os estados estão ordenados segundo seu IF.

GRÁFICO 7
Impacto sobre o índice de Gini



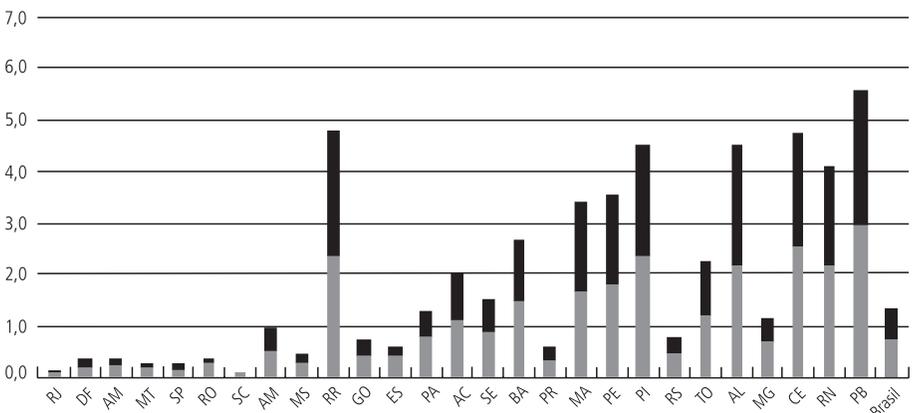
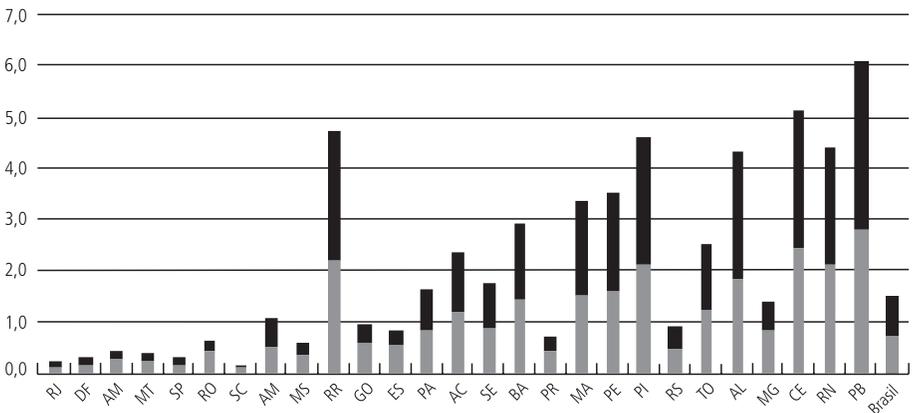
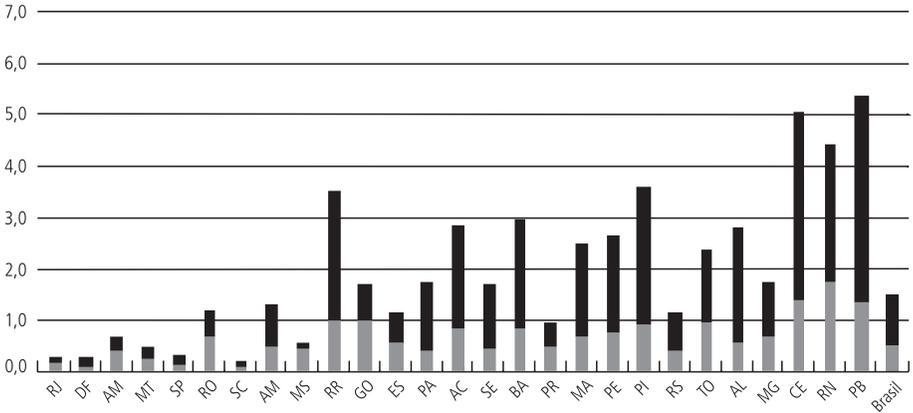
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

Nota: Variação percentual no índice de Gini.

Para o Brasil como um todo, o PBF responde por uma redução de 0,63% no índice de Gini. Este é um impacto significativo, já que desde 2001 a desigualdade de renda vem caindo 1,2% ao ano (a.a.).²⁶ A queda na incidência de pobreza e indigência também é expressiva, da ordem de 0,5 p.p. e 1,0 p.p. (nos últimos anos estes indicadores têm se reduzido 1,2 p.p. a.a., velocidade superior à necessária para o cumprimento da primeira meta dos Objetivos do Milênio).

26. Índice de Gini da renda domiciliar *per capita* (lpeadata).

GRÁFICO 8
Impacto sobre a pobreza e a extrema pobreza



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

Nota: Os gráficos referem-se, respectivamente, ao impacto sobre P_0 , P_1 e P_2 .

■ Pobreza

■ Extrema pobreza

A magnitude do impacto do programa varia positivamente com seu grau de focalização²⁷ entre os estados e isto se reflete na comparação dos impactos observados com os impactos potenciais da política: entre os estados com os menores (maiores) indicadores de focalização, a redução da desigualdade de renda e da pobreza/extrema pobreza corresponde a cerca de 20% (80%) dos impactos que seriam observados diante da perfeita focalização.

Entre os estados, observa-se que a proporção de indigentes apresenta uma redução maior do que a proporção de pobres. Para o caso da pobreza, os impactos sobre P_1 e P_2 são maiores do que os impactos sobre P_0 . Em geral, para o caso da extrema pobreza, ocorre exatamente o inverso: P_0 apresenta os maiores impactos.²⁸ Tanto para a pobreza quanto para a extrema pobreza, a redução no hiato de renda é mais expressiva do que a queda na severidade. Entre os estados mais pobres, no entanto, os efeitos mais expressivos do PBF referem-se à redução do hiato e da severidade de insuficiência de renda entre a população indigente.

Os impactos observados devem estar associados ao valor do benefício e à focalização do programa: o incremento de renda pela transferência é maior para as famílias extremamente pobres (70%) do que para as pobres (36%). Isto porque, além de os domicílios indigentes perceberem renda mais baixa, a transferência absoluta concedida a eles é mais elevada (R\$ 50 a R\$ 95) do que aquela concedida às famílias pobres (R\$ 15 a R\$ 45). Além disso, os resultados indicam que os domicílios mais necessitados são selecionados, de modo que o programa tem maiores chances de reduzir a indigência do que a pobreza.

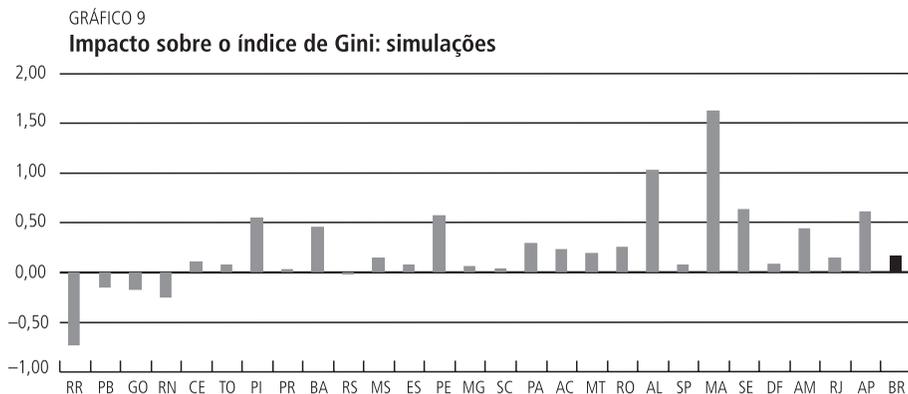
No entanto, eles também sugerem que alguns estados (como os do Nordeste) são mais efetivos em selecionar os domicílios no extremo da cauda inferior da distribuição da renda domiciliar *per capita*, de modo a reduzir mais efetivamente o hiato e a severidade de renda dos domicílios indigentes do que propriamente retirá-los da condição de extrema pobreza. Enquanto isso, nos demais estados os beneficiários devem estar mais próximos à linha de indigência e por essa razão, embora o benefício não reduza substancialmente a insuficiência de renda e a desigualdade entre os extremamente pobres, ele altera o *status* dos domicílios que recebem a transferência.

4.2 Impactos de mudanças no mecanismo de seleção e da expansão do programa

Os gráficos 9 e 10 apresentam os impactos do programa sobre a desigualdade de renda (índice de Gini) e sobre os indicadores P_0 , P_1 e P_2 (pobreza/extrema pobreza, respectivamente) entre as simulações. Os estados estão ordenados segundo a diferença entre os indicadores de focalização das simulações 2 e 1.

27. A correlação entre o IF e o impacto sobre a redução da desigualdade é de 0,80. Com relação ao impacto sobre os indicadores de pobreza e extrema pobreza, a correlação com o IF varia entre 0,70 e 0,77.

28. Para o Brasil, a redução em P_1 e P_2 para a indigência e a pobreza é de cerca de 0,7 p.p.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

Nota: Diferença entre a variação percentual no índice de Gini da simulação 2 e da simulação 1.

No Brasil como um todo, a queda do índice de Gini seria de 0,60 p.p. e 0,77 p.p., respectivamente, para as simulações 1 e 2. Os dois exercícios apresentam impactos semelhantes sobre os indicadores de pobreza/extrema pobreza. A redução na proporção de extremamente pobres (pobres) seria de 0,8 p.p. (0,2 p.p.) e 1,0 p.p. (0,4 p.p.), respectivamente, para a mudança no mecanismo de seleção e para a expansão do programa. Sobre P_1 e P_2 , os impactos das duas simulações são de 0,8 p.p. e 1,1 p.p. sobre a pobreza e de 1,0 p.p. e 1,1 p.p. sobre a extrema pobreza.

Em relação aos resultados observados, as duas simulações apresentam impactos potencialmente maiores sobre a redução do hiato e da severidade e menores sobre a redução da incidência da pobreza e da indigência.

Na maioria dos estados, para o caso da desigualdade de renda e dos indicadores sobre a pobreza, os impactos obtidos a partir da expansão são maiores do que os observados pela mudança no mecanismo de seleção dos beneficiários para o PMT.

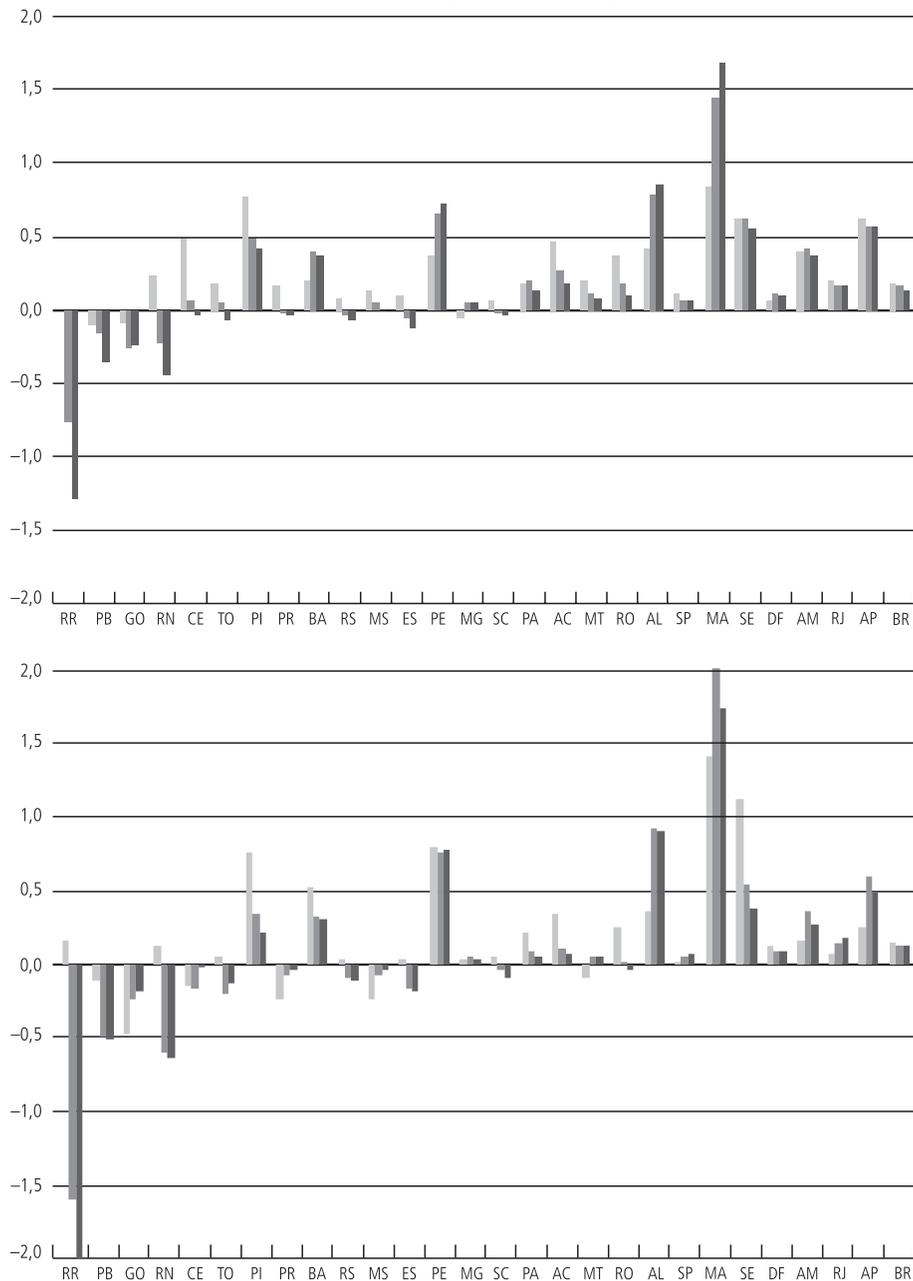
Além de o aumento no volume de recursos da expansão ser de quase 32% em relação ao PMT, a explicação para esta diferença de impacto sobre a pobreza em favor da expansão reside no fato de que o aumento no tamanho do programa inclui famílias com baixa renda, mas que muitas vezes não atendem estritamente aos requisitos para a elegibilidade.

Embora na avaliação de focalização estes domicílios sejam considerados erroneamente incluídos (já que a renda é maior do que o ponto de corte do programa), na avaliação de impacto eles podem ser considerados pobres (se apresentarem renda abaixo das linhas de pobreza, que são ligeiramente maiores do que o ponto de corte). Assim, a concessão do benefício a estes domicílios produz maiores resultados sobre a redução da pobreza.

De fato, Soares, Ribas e Soares (2008) mostram que mais da metade do que se considera erro de focalização do PBF refere-se a domicílios vulneráveis à pobreza, ou seja, cuja renda é extremamente volátil devido à informalidade e ao desemprego.

GRÁFICO 10

Impacto sobre a pobreza e a extrema pobreza: simulações



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

Nota: Os gráficos referem-se, respectivamente, ao impacto sobre a pobreza e a extrema pobreza.

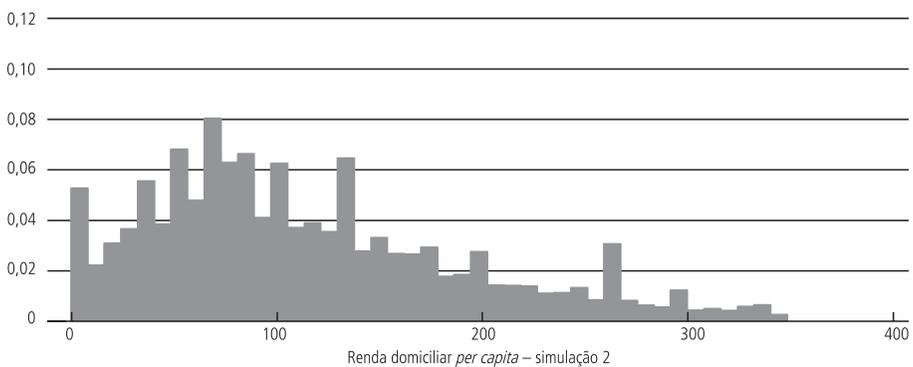
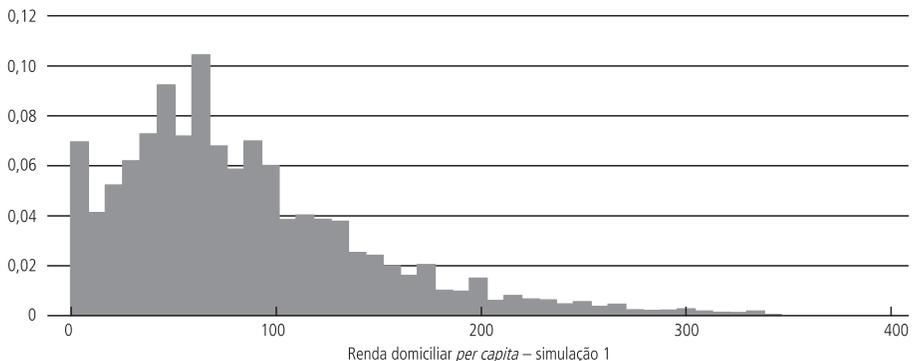
As séries P_0 , P_1 e P_2 referem-se à diferença entre os indicadores da simulação 2 e da simulação 1.

■ P_0 ■ P_1 ■ P_2

Para o caso da extrema pobreza, no entanto, é menor o número de estados em que os efeitos da expansão são expressivamente superiores aos do aprimoramento do mecanismo de seleção. Para a maioria deles, na verdade, os resultados das duas simulações são praticamente iguais ou são maiores na simulação 1 do que na simulação 2. Isto é fruto da melhor focalização do PMT que, em comparação com o aumento no tamanho da política, prioriza os domicílios mais pobres entre os pobres.

Assim, a diferença de resultados do programa entre as simulações 1 e 2 pode ser explicada pelo perfil dos domicílios beneficiados em cada exercício: o gráfico 11 mostra a distribuição da renda *per capita* dos domicílios beneficiados pelo PMT e pela expansão, respectivamente. A renda *per capita* é mais concentrada no extremo da cauda inferior da distribuição entre os domicílios incluídos pela mudança no mecanismo de seleção do que entre os domicílios incluídos pelo aumento no tamanho da política. A renda média é de R\$ 90 e R\$ 186 e a proporção de domicílios extremamente pobres é de 32,5% e 19,2%, respectivamente, para as simulações 1 e 2.

GRÁFICO 11

Distribuição da renda domiciliar *per capita*: simulações

5 CONCLUSÕES

Este artigo realiza uma avaliação da focalização e dos impactos do PBF sobre a desigualdade de renda e a pobreza/extrema pobreza, entre os estados brasileiros. Observa-se uma grande heterogeneidade em relação ao grau de focalização do programa entre os estados e, conseqüentemente, dos impactos que ele é capaz de promover.

As diferenças na eficiência do mecanismo de seleção do programa estão, em alguma medida, relacionadas ao tamanho do programa, medido pela disponibilidade de recursos do estado em relação ao orçamento que seria necessário para atender a todo o público-alvo.

Melhores indicadores de focalização são observados em estados cujo orçamento se aproxima mais do recurso que seria necessário para a perfeita focalização do programa ou, ainda, cuja fatia recebida do orçamento total do programa supera a proporção de pobres que o estado concentra.

No entanto, também se pode especular sobre outros fatores que afetam a focalização entre os estados, tais como a diferença na eficiência dos gestores municipais em identificar os beneficiários localmente e a autoseleção ao programa. Isto porque também se observam diferenças de focalização entre estados com orçamentos relativos semelhantes.

Nos estados onde a pobreza é mais severa, o programa é mais bem focalizado. Nestas localidades, a diferença entre pobres e não pobres é mais acentuada, o que deve facilitar a identificação dos elegíveis pelos gestores. Também por esta razão, o recebimento do benefício apresenta maior importância relativa para as famílias, o que deve aumentar a procura pelo programa junto aos órgãos municipais responsáveis pela seleção.

As diferenças nos graus de focalização refletem-se no sucesso do programa em melhorar os indicadores de desigualdade e pobreza/extrema pobreza em cada estado: a magnitude do impacto do programa varia positivamente com seu grau de focalização entre os estados e isto se reflete na comparação dos impactos observados com os impactos potenciais da política.

O programa é mais efetivo em reduzir a incidência de extrema pobreza do que de pobreza, embora a queda na insuficiência e desigualdade de renda entre os pobres seja maior do que entre os extremamente pobres. Isto porque, além de o incremento de renda para os domicílios indigentes ser mais elevado, a maioria dos estados não deve conseguir atender a famílias no extremo da distribuição de renda. No entanto, nos estados nordestinos – que apresentam os melhores indicadores de focalização – os impactos mais efetivos do programa recaem sobre a população indigente.

O artigo também compara a focalização e o impacto do programa entre duas simulações: uma em que se considera a hipótese de o governo adotar um mecanismo

de seleção alternativo (PMT), mantendo-se fixo o orçamento observado em 2004, e outra em que o governo expande o tamanho do programa para o número de beneficiários de 2006, mantendo-se a regra de seleção já adotada pelo programa.

Comparando os resultados dos dois exercícios, fica evidente o *trade-off* existente entre aumento do tamanho do programa e focalização: de maneira geral, o programa poderia obter melhores resultados de focalização caso o governo adotasse um mecanismo de seleção alternativo *vis-à-vis* a expansão da política.

No entanto, os ganhos de focalização dados pelo aprimoramento do mecanismo de seleção dependem do “ponto de partida” do programa: nos estados onde o tamanho do programa é reduzido, a focalização da expansão é mais elevada, graças ao expressivo ganho de cobertura dado pelo aumento no tamanho da política.

Os impactos apresentados pelas simulações são “qualitativamente” distintos e são frutos das diferenças em termos de focalização: o mecanismo de PMT tende a beneficiar os domicílios mais pobres entre os pobres, exercendo maiores impactos sobre a extrema pobreza. Já a expansão do programa, que beneficia domicílios com renda média um pouco mais elevada, apresenta maiores efeitos sobre a redução da pobreza e da desigualdade.

ABSTRACT

This article uses data from the 2004 PNAD to evaluate Bolsa Família's targeting and its impact on poverty and income inequality for Brazilian states. We also calculate how these results change with respect to two simulation exercises. The first simulates targeting and impacts under the hypothesis that Brazilian government adopts the proxy means-test targeting mechanism, holding current policies' cost. The second simulates an expansion of the program, keeping the current selection mechanism. Results suggest that the success in targeting depends on the available budget of each state, as well as the local targeting efficiency, which may be related to local poverty depth. Targeting would improve if the government adopted the alternative selection mechanism of the first exercise rather than expanding the program as considered in the second simulation. The nature of impacts in each state and simulation depends on beneficiaries' profile.

REFERÊNCIAS

- ANUATTI-NETO, F.; FERNANDES, R.; PAZELLO, E. T. *Poverty alleviation policies: the problem of targeting when income is not observed*. Ribeirão Preto: Fearp, 2001 (Texto para Discussão, n. 17).
- BANCO MUNDIAL. *World Development Report 2006: equity and development*. New York: Oxford University Press, 2006.
- BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *Determinantes imediatos da queda da desigualdade brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1.253).
- BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; DUTRA, R.; FRANCO, S.; HARTUNG, G. *O uso dos preditores para a melhoria da qualidade das informações do Cadastro Único*. Rio de Janeiro/Brasília: Ipea/MDS, 2007a. Mimeografado.

_____. *A importância das cotas para a focalização do Bolsa Família*. Rio de Janeiro: Ipea, 2008 (Texto para Discussão, n. 1.349).

BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). *Dados dos Programas do MDS*, 2004. Disponível em: <www.mds.gov.br/institucional/secretarias/secretaria-de-avaliacao-e-gestao-da-informacao-sagi/arquivo-sagi/pesquisas>.

_____. *Programa Bolsa Família*. Brasília: MDS, 2008. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>>. Acesso em: 07 fev. 2008.

CASTAÑEDA, T.; LINDERT, K.; DE LA BRIÈRE, B., FERNANDEZ, C.; HUBERT, C.; LARRAÑAGA, O.; OROZCO, M.; VIQUEZ, R. *Designing and implementing household targeting systems: lessons from Latin America and the United States*. Washington, D.C.: World Bank, 2005 (Discussion Paper, n. 0526).

COADY, D.; GROSH, M.; HODDINOTT, J. *The targeting of transfers in developing countries: review of experiences and lessons*. Washington, D.C.: World Bank, 2005 (Discussion Paper, n. 0526).

FOGUEL, M.; BARROS, R. P. de. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2008, Salvador. *Anais*. Salvador: Anpec, 2008.

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>.

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

IPEA. *A queda recente da desigualdade no Brasil*. Brasília: Ipea, 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/notastecnicas/notastecnicas8.pdf>>. Acesso em: 01 set. 2007.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. *Linkages between pro-poor growth, social programmes and labor market: the recent Brazilian experience*. Brasil: Pnud, 2006 (Working Paper, n. 26).

KASSOUF, A. L.; FERRO, A. Avaliação do impacto dos programas de bolsa escola no trabalho infantil no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 417-444, 2005.

LINDERT, K.; LINDER, A.; HOBBS, J.; BRIÈRE, B. *The nuts and bolts of Brazil's Bolsa Família Program: implementing conditional cash transfers in a decentralized context*. Washington, D.C.: World Bank, 2007 (Social Protection Discussion Paper, n. 709).

PNUD. *Relatório de desenvolvimento humano 2006*. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/rdh/>>. Acessado em: 31 ago. 2008.

ROCHA, S. Alguns aspectos relativos à evolução 2003-2004 da pobreza e da indigência no Brasil. *Parcerias Estratégicas: análise sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad 2004)*, Brasília, Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, n. 22, p. 11-38, jun. 2006. Edição especial.

SOARES, F. V.; SOARES, S.; SOUSA, M. M. C.; OSÓRIO, R. G. *Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade*. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.228).

SOARES, S.; RIBAS, R. P.; SOARES, F. V. Focalização e cobertura do Programa Bolsa Família: qual o significado dos 11 milhões de famílias? *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 33., 2008, Salvador. *Anais*. Salvador: Anpec, 2008.

(Originais submetidos em abril de 2007. Última versão recebida em abril de 2009. Aprovada em junho de 2009.)

ANEXO A

Linhas de pobreza e extrema pobreza corrigidas

Região		Linhas de pobreza		Linhas de extrema pobreza	
		2001	2004	2001	2004
RJ	Metropolitana	130,1	172,2	65,1	86,1
	Urbana	110,4	146,1	55,2	73,1
	Rural	99,4	131,5	49,7	65,7
SP	Metropolitana	130,9	173,2	65,5	86,6
	Urbana	115,9	153,4	58,0	76,7
	Rural	94,6	125,2	47,3	62,6
Sul	Metropolitana (Porto Alegre)	145,1	192,0	72,6	96,0
	Metropolitana (Curitiba)	119,9	158,6	59,9	79,3
	Urbana	114,3	151,3	57,2	75,7
	Rural	104,1	137,8	52,0	68,9
Nordeste	Metropolitana (Fortaleza)	103,3	136,7	51,7	68,4
	Metropolitana (Recife)	135,6	179,5	67,8	89,8
	Metropolitana (Salvador)	127,8	169,1	63,9	84,5
	Urbana	116,7	154,5	58,4	77,2
	Rural	104,1	137,8	52,0	68,9
Leste	Metropolitana (BH)	101,7	134,6	50,9	67,3
	Urbana	91,5	121,1	45,7	60,5
	Rural	78,1	103,3	39,0	51,7
Norte	Metropolitana (Belém)	115,9	153,4	58,0	76,7
	Urbana	119,9	158,6	59,9	79,3
	Rural	104,9	138,8	52,4	69,4
Centro-Oeste	Metropolitana (DF)	112,8	149,2	56,4	74,6
	Urbana	97,0	128,4	48,5	64,2
	Rural	85,2	112,7	42,6	56,4

Fonte: Ipeadata.

ANEXO B**Recursos disponíveis e necessários para a perfeita focalização**

	Recurso necessário para a perfeita focalização (A)	Recurso gasto com transferências em 2004 (B)	(B)/(A)
AC	2.495.285	1.708.813	0,68
AL	15.730.670	10.442.121	0,66
AM	9.554.010	3.997.661	0,42
AP	1.793.730	306.935	0,17
BA	57.741.196	36.989.188	0,64
CE	37.740.712	32.435.302	0,86
DF	3.807.520	1.053.212	0,28
ES	7.059.665	4.677.285	0,66
GO	8.909.870	9.985.276	1,12
MA	34.116.236	15.705.202	0,46
MG	39.334.860	34.586.464	0,88
MS	3.604.480	2.471.210	0,69
MT	4.558.360	1.808.847	0,40
PA	20.540.850	12.891.844	0,63
PB	16.574.415	16.751.806	1,01
PE	38.106.900	23.154.288	0,61
PI	14.803.390	10.334.677	0,70
PR	14.563.860	12.548.492	0,86
RJ	26.148.364	5.001.756	0,19
RN	11.403.055	11.258.750	0,99
RO	2.847.810	1.652.608	0,58
RR	1.975.790	1.673.508	0,85
RS	16.238.975	14.262.620	0,88
SC	4.749.660	2.889.626	0,61
SE	6.520.700	3.201.475	0,49
SP	53.998.940	21.170.032	0,39
TO	4.338.800	3.601.135	0,83
Brasil	546.572.994	350.004.851	0,64

Fonte: Tabulação própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

ANEXO C**Distribuição dos recursos do programa e da população pobre entre os estados**

	Distribuição do recurso do PBF em 2004		Distribuição da população pobre em 2001	
AC	27.226.375	0,5	46.265	0,5
AL	189.508.653	3,4	283.070	3,1
AM	94.222.154	1,7	172.527	1,9
AP	14.265.182	0,3	33.823	0,4
BA	773.454.801	14,0	1.140.400	12,6
CE	566.840.981	10,2	719.744	8,0
DF	15.607.260	0,3	78.913	0,9
ES	81.890.933	1,5	156.007	1,7
GO	102.114.665	1,8	204.507	2,3
MA	380.306.559	6,9	592.184	6,5
MG	578.283.626	10,5	837.138	9,3
MS	41.301.670	0,7	77.733	0,9
MT	55.566.882	1,0	100.966	1,1
PA	243.308.958	4,4	418.209	4,6
PB	244.271.199	4,4	313.272	3,5
PE	433.972.608	7,8	707.419	7,8
PI	225.632.494	4,1	270.629	3,0
PR	223.411.130	4,0	301.686	3,3
RJ	154.106.640	2,8	538.960	6,0
RN	174.037.874	3,1	227.501	2,5
RO	35.180.214	0,6	65.187	0,7
RR	11.306.147	0,2	34.222	0,4
RS	211.686.201	3,8	339.721	3,8
SC	83.187.027	1,5	100.786	1,1
SE	96.125.511	1,7	131.850	1,5
SP	424.645.929	7,7	1.066.370	11,8
TO	51.796.265	0,9	82.520	0,9
Brasil	5.533.257.938	100,0	9.041.609	100,0

Fontes: MDS e Ipeadata.

ANEXO D**Indicadores de focalização**

	Público-alvo entre os incluídos			Cobertura			IF		
	Observado	Sim.1	Sim.2	Observado	Sim.1	Sim.2	Observado	Sim.1	Sim.2
AC	56,8	74,9	51,4	43,3	48,6	59,4	0,30	0,42	0,37
AL	71,8	87,2	61,1	53,5	51,5	73,5	0,41	0,47	0,45
AP	43,7	84,1	44,2	19,6	9,8	34,2	0,10	0,09	0,17
AM	58,1	82,4	43,0	23,0	31,2	50,7	0,18	0,29	0,31
BA	60,1	81,0	50,2	45,6	50,6	61,4	0,32	0,45	0,34
CE	63,3	79,3	57,4	63,8	72,4	70,5	0,44	0,62	0,42
DF	44,1	61,4	26,7	11,7	18,2	28,9	0,10	0,17	0,18
ES	44,6	66,5	38,0	35,8	45,5	46,7	0,27	0,41	0,32
GO	31,6	44,4	28,8	32,0	59,2	36,6	0,22	0,49	0,24
MA	66,7	92,1	58,4	51,4	36,3	70,0	0,33	0,34	0,34
MT	34,5	60,2	24,6	19,3	24,2	33,3	0,14	0,22	0,18
MS	32,9	56,0	27,3	27,8	38,9	40,5	0,20	0,35	0,26
MG	48,3	58,1	42,1	51,2	58,3	56,9	0,41	0,51	0,43
PA	54,5	68,4	45,7	38,5	46,4	55,5	0,28	0,39	0,34
PB	62,5	74,7	55,7	67,0	84,6	72,3	0,47	0,70	0,43
PR	34,6	54,9	31,3	40,8	52,5	46,8	0,32	0,48	0,36
PE	62,8	83,3	51,7	47,1	48,1	63,0	0,34	0,44	0,36
PI	61,1	86,4	53,5	55,2	56,4	72,6	0,35	0,51	0,37
RJ	41,2	62,0	26,6	9,9	12,8	21,8	0,08	0,12	0,14
RN	57,9	70,7	52,3	63,4	77,4	68,7	0,44	0,64	0,43
RS	37,3	51,3	35,8	44,2	52,5	45,8	0,36	0,47	0,37
RO	41,4	50,5	28,6	21,2	30,7	41,7	0,16	0,25	0,23
RR	52,3	72,3	51,3	43,8	67,8	47,6	0,22	0,53	0,23
SC	26,5	51,3	22,5	20,1	33,3	31,0	0,17	0,31	0,24
SP	37,3	47,2	24,8	17,1	21,4	25,8	0,14	0,19	0,18
SE	66,5	87,0	43,7	37,3	37,3	62,4	0,31	0,35	0,36
TO	52,5	71,0	45,1	50,8	61,4	58,5	0,36	0,54	0,36
BR	53,1	69,9	43,9	41,5	46,5	53,3	0,34	0,42	0,39

Fonte: PNAD de 2004.

Nota: sim.1: mudança no mecanismo de seleção; sim.2: expansão.

ANEXO E

Indicadores de impacto – Índice de Gini

	Antes do PBF		Depois do PBF		
		Observado	PF	Sim.1	Sim.2
AC	0,599	0,592	0,586	0,592	0,590
AL	0,583	0,570	0,558	0,569	0,564
AM	0,549	0,546	0,540	0,546	0,544
AP	0,570	0,567	0,556	0,568	0,565
BA	0,587	0,580	0,571	0,580	0,577
CE	0,610	0,599	0,594	0,599	0,599
DF	0,633	0,633	0,630	0,633	0,632
ES	0,566	0,563	0,560	0,563	0,562
GO	0,541	0,537	0,536	0,537	0,538
MA	0,638	0,628	0,608	0,628	0,617
MG	0,557	0,553	0,551	0,553	0,553
MS	0,530	0,527	0,525	0,528	0,527
MT	0,533	0,532	0,528	0,532	0,531
PA	0,555	0,550	0,545	0,550	0,549
PB	0,619	0,602	0,600	0,602	0,604
PE	0,633	0,626	0,618	0,626	0,623
PI	0,615	0,601	0,591	0,600	0,597
PR	0,559	0,557	0,556	0,557	0,557
RJ	0,570	0,569	0,566	0,569	0,569
RN	0,591	0,578	0,575	0,578	0,579
RO	0,541	0,539	0,535	0,539	0,537
RR	0,593	0,581	0,572	0,579	0,583
RS	0,545	0,543	0,542	0,543	0,543
SC	0,471	0,470	0,469	0,470	0,470
SE	0,573	0,568	0,562	0,569	0,565
SP	0,544	0,543	0,540	0,543	0,543
TO	0,584	0,577	0,572	0,576	0,576
BR	0,588	0,584	0,581	0,585	0,584

Fonte: Tabulação própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

ANEXO F**Indicadores de impacto – Incidência de pobreza e extrema pobreza**

	Incidência									
	Pobreza					Extrema pobreza				
	Antes do PBF		Depois do PBF			Antes do PBF		Depois do PBF		
	Observado		PF	Sim. 1	Sim. 2	Observado		PF	Sim. 1	Sim. 2
AC	45,6	44,8	45,6	45,5	45,0	20,6	18,6	18,1	19,5	19,1
AL	60,2	59,7	60,2	60,1	59,6	31,5	29,2	28,1	29,4	29,0
AM	41,2	40,8	41,2	41,2	40,6	16,3	15,4	14,2	15,6	15,4
AM	46,0	45,6	46,0	46,0	45,6	20,3	20,0	17,8	20,0	19,8
BA	50,4	49,6	50,4	50,2	50,0	23,9	21,7	21,1	22,4	21,9
CE	53,3	51,9	53,3	52,8	52,3	27,1	23,4	23,3	24,2	24,4
DF	21,8	21,7	21,8	21,8	21,7	8,6	8,4	8,0	8,5	8,4
ES	20,4	19,9	20,2	20,0	19,9	6,0	5,4	4,0	4,8	4,8
GO	18,5	17,5	18,5	17,8	17,9	4,9	4,2	3,3	3,7	4,2
MA	61,5	60,8	61,5	61,5	60,6	37,0	35,2	33,2	35,9	34,5
MG	20,9	20,2	20,6	20,2	20,3	7,0	5,9	4,8	5,6	5,5
MS	18,4	18,0	18,4	18,1	18,0	4,9	4,7	3,7	4,4	4,6
MT	17,8	17,6	17,8	17,6	17,4	5,0	4,7	3,6	4,5	4,6
PA	43,9	43,5	43,9	43,7	43,5	16,6	15,3	14,0	15,5	15,2
PB	53,4	52,0	53,4	53,0	53,1	27,8	23,8	25,3	25,8	25,9
PE	54,8	54,0	54,8	54,7	54,4	28,0	26,1	25,4	26,9	26,1
PI	56,7	55,8	56,7	56,7	55,9	30,1	27,4	27,3	28,7	27,9
PR	20,6	20,2	20,6	20,4	20,2	6,7	6,2	5,4	5,9	6,1
RJ	22,3	22,1	22,3	22,2	22,0	8,9	8,7	8,2	8,8	8,7
RN	49,8	48,1	49,8	49,1	48,9	23,4	20,7	21,1	21,8	21,7
RO	31,9	31,3	31,9	31,9	31,5	8,9	8,4	7,1	8,5	8,3
RR	51,3	50,3	51,3	51,2	51,2	30,3	27,8	27,9	28,8	28,6
RS	19,8	19,4	19,8	19,7	19,6	7,4	6,6	6,4	6,9	6,8
SC	12,1	12,0	12,1	12,0	12,0	3,5	3,4	2,9	3,5	3,4
SE	42,5	42,1	42,5	42,5	41,9	17,4	16,2	15,5	17,0	15,9
SP	19,6	19,5	19,6	19,5	19,4	7,0	6,8	6,5	6,9	6,8
TO	42,6	41,6	42,6	42,3	42,1	17,6	16,2	15,9	16,7	16,6
Brasil	29,9	29,4	29,9	29,7	29,5	12,7	11,7	11,1	11,9	11,8

Fonte: Tabulação própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

ANEXO G**Indicadores de impacto – Hiato de pobreza e extrema pobreza**

	Hiato									
	Pobreza					Extrema pobreza				
	Antes do PBF		Depois do PBF			Antes do PBF		Depois do PBF		
	Observado		PF	Sim.1	Sim.2	Observado		PF	Sim.1	Sim.2
AC	21,3	20,1	19,2	20,1	19,9	8,8	7,6	5,5	6,9	6,8
AL	30,6	28,7	27,5	28,8	28,0	14,5	12,1	9,2	11,5	10,6
AM	17,8	17,2	16,2	17,2	16,8	6,5	6,0	4,1	5,6	5,2
AM	21,1	20,8	19,2	20,9	20,3	8,5	8,3	5,5	8,1	7,5
BA	24,4	23,0	21,9	23,1	22,7	10,7	9,2	6,5	8,7	8,3
CE	26,3	23,9	23,3	24,1	24,0	12,0	9,3	7,0	8,4	8,6
DF	10,1	9,9	8,9	9,9	9,8	5,0	4,8	3,0	4,7	4,6
ES	8,3	7,8	6,7	7,5	7,6	3,2	3,0	1,5	2,5	2,6
GO	6,9	6,3	5,7	6,1	6,4	2,4	2,1	1,1	1,8	2,0
MA	33,8	32,3	30,0	32,5	31,0	18,0	16,2	11,2	15,5	13,5
MG	8,7	7,9	7,2	7,9	7,8	3,6	3,0	1,7	2,7	2,7
MS	7,1	6,7	6,0	6,6	6,6	2,6	2,4	1,3	2,1	2,2
MT	7,1	6,9	5,9	6,9	6,7	2,7	2,6	1,3	2,5	2,4
PA	18,6	17,8	16,9	17,6	17,4	6,2	5,4	3,6	4,9	4,8
PB	26,8	24,0	23,9	24,2	24,4	12,2	9,0	7,2	8,1	8,6
PE	27,9	26,3	25,1	26,5	25,8	13,2	11,3	8,4	10,9	10,1
PI	29,3	27,2	26,0	27,2	26,7	14,0	11,5	8,3	10,4	10,0
PR	7,9	7,5	7,1	7,5	7,5	3,0	2,7	1,7	2,4	2,5
RJ	10,6	10,5	9,5	10,5	10,4	5,8	5,7	3,8	5,6	5,4
RN	23,6	21,4	21,2	21,5	21,7	10,4	8,1	6,3	7,2	7,7
RO	12,0	11,6	10,8	11,6	11,4	3,7	3,5	2,0	3,2	3,2
RR	28,8	26,6	25,4	26,3	27,1	16,4	13,9	10,2	12,1	13,7
RS	8,5	8,0	7,7	8,1	8,1	3,6	3,2	2,2	3,0	3,1
SC	4,5	4,4	4,1	4,4	4,4	1,7	1,6	1,0	1,5	1,5
SE	18,7	17,9	16,9	18,0	17,4	6,7	5,8	3,9	5,6	5,0
SP	8,7	8,5	7,8	8,5	8,4	4,5	4,3	3,0	4,2	4,2
TO	18,8	17,5	16,8	17,5	17,4	7,9	6,6	4,6	5,9	6,1
Brasil	13,8	13,1	12,3	13,1	12,9	6,3	5,5	3,8	5,2	5,1

Fonte: Tabulação própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

ANEXO H**Indicadores de impacto – Severidade de pobreza e extrema pobreza**

	Severidade									
	Pobreza					Extrema pobreza				
	Antes do PBF		Depois do PBF			Antes do PBF		Depois do PBF		
	Observado		PF	Sim.1	Sim.2	Observado		PF	Sim.1	Sim.2
AC	13,2	12,0	10,4	11,7	11,5	5,4	4,5	2,5	3,7	3,7
AL	20,1	17,9	15,8	17,7	16,8	9,5	7,2	4,5	6,6	5,7
AM	10,5	10,0	8,5	9,8	9,4	3,9	3,5	1,9	3,2	2,9
AM	13,0	12,8	10,5	12,7	12,2	5,5	5,4	2,7	5,2	4,7
BA	15,6	14,1	12,1	13,9	13,5	7,0	5,8	3,1	5,2	4,9
CE	17,0	14,4	13,0	14,2	14,2	7,6	5,4	3,2	4,7	4,7
DF	6,7	6,6	5,0	6,5	6,4	4,1	3,9	1,7	3,8	3,7
ES	5,0	4,6	3,2	4,2	4,3	2,6	2,4	0,8	1,9	2,1
GO	4,0	3,5	2,6	3,3	3,5	1,9	1,6	0,6	1,4	1,6
MA	23,4	21,7	18,0	21,4	19,8	12,0	10,3	5,6	9,5	7,8
MG	5,4	4,7	3,6	4,5	4,5	2,8	2,4	0,9	2,1	2,0
MS	4,1	3,8	2,8	3,6	3,6	2,0	1,8	0,7	1,6	1,6
MT	4,3	4,1	2,8	4,0	3,9	2,2	2,1	0,7	2,0	2,0
PA	10,6	9,8	8,4	9,5	9,4	3,6	3,0	1,5	2,6	2,5
PB	17,3	14,3	13,4	14,0	14,4	7,7	5,1	3,3	4,1	4,6
PE	18,3	16,5	14,5	16,5	15,7	8,9	7,1	4,1	6,7	5,9
PI	19,3	17,0	14,8	16,5	16,1	9,0	6,8	3,7	5,6	5,4
PR	4,7	4,3	3,5	4,2	4,2	2,1	1,9	0,8	1,7	1,7
RJ	7,4	7,3	5,7	7,3	7,2	5,0	4,9	2,3	4,8	4,7
RN	14,9	12,8	11,7	12,3	12,8	6,6	4,7	2,9	3,6	4,2
RO	6,6	6,3	5,1	6,1	6,0	2,5	2,4	0,9	2,1	2,2
RR	20,7	18,4	15,6	17,1	18,4	12,5	10,0	5,6	7,7	9,7
RS	5,3	4,8	4,1	4,7	4,8	2,6	2,3	1,2	2,1	2,2
SC	2,7	2,6	2,0	2,5	2,5	1,3	1,2	0,6	1,1	1,2
SE	11,0	10,1	8,7	10,1	9,5	3,8	3,2	1,6	2,9	2,5
SP	5,9	5,7	4,5	5,7	5,6	3,8	3,7	1,9	3,6	3,5
TO	11,6	10,4	8,9	10,0	10,1	5,3	4,2	2,2	3,5	3,7
Brasil	8,9	8,2	6,8	8,0	7,9	4,5	3,9	2,0	3,6	3,5

Fonte: Tabulação própria a partir dos dados da PNAD de 2004.

POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL RURAL: UMA ANÁLISE DA QUEDA RECENTE*

Steven M. Helfand**

Rudi Rocha***

Henrique E. F. Vinhais****

Este artigo decompõe as variações da pobreza rural em componentes de crescimento e de desigualdade de renda em determinados períodos entre 1992, 1998 e 2005. O artigo também decompõe as variações do Gini. A pobreza rural caiu 16 pontos percentuais neste período. Diferentemente do país como um todo, a queda na pobreza rural entre 1998 e 2005 não foi explicada apenas pela queda na desigualdade. O crescimento da renda explicou 43% deste declínio, e teve como principal fonte o crescimento de previdência e pensões. A queda na desigualdade neste segundo período teve como origem a desconcentração dos rendimentos do trabalho e de outras fontes de renda, uma categoria residual que inclui o Bolsa Família. Dado um limite às transferências de renda, o crescimento econômico pró-pobre torna-se necessário para a continuidade da queda simultânea da pobreza e da desigualdade nas áreas rurais.

1 INTRODUÇÃO

Entre 1998 e 2005 a desigualdade no Brasil medida pelo índice de Gini apresentou uma queda superior a 5%, enquanto a diminuição na proporção de pobres chegou a 4,8 pontos percentuais (p.p.).¹ Considerando que a renda domiciliar *per capita* caiu 0,7% na comparação entre os dois anos, a queda na pobreza pode ser atribuída integralmente à redução da desigualdade. Estes resultados vão ao encontro dos fatos estilizados já estabelecidos pela literatura sobre o tema nos últimos anos. A recente queda na desigualdade de renda no Brasil tem sido amplamente documentada e analisada, sendo referências importantes a compilação de estudos organizada por Barros, Foguel e Ulyseia (2006) e os trabalhos de Soares (2006) e Hoffmann (2006).

No presente artigo, temos o objetivo de complementar estes estudos ao analisar as variações recentes da renda, da pobreza e da desigualdade no Brasil a partir de um foco específico sobre as áreas rurais. A primeira motivação para tanto consiste

* O artigo se baseia em pesquisa financiada, em parte, pela United States Agency for International Development (USAID) através do programa BASIS/CRSP. Essas instituições não têm qualquer responsabilidade sobre as opiniões e conclusões do trabalho. Os autores agradecem comentários e sugestões recebidos de participantes de seminários realizados no Ipea, em Campinas, e em conferências do BASIS, de dois pareceristas anônimos, e de Miguel Foguel.

** Professor Associado da Universidade da Califórnia, Riverside.

*** Doutorando em Economia pela PUC-Rio.

**** Doutorando em Economia pela Universidade do Texas, Austin.

1. Ao longo deste artigo, as análises empíricas, tanto para o Brasil como um todo, como para o Brasil rural, excluem os estados da região Norte. Esta exclusão é necessária uma vez que a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), base de dados utilizada neste trabalho, passou a considerar as áreas rurais da região Norte apenas a partir de 2004.

no tamanho e na composição da população rural: eram cerca de 27,5 milhões de brasileiros em 2005, sem contar os residentes da região Norte, 46% deste total composto por pessoas pobres, aproximadamente o dobro da proporção de pobres encontrada para o Brasil como um todo. Naturalmente esta população constituiu-se em grande medida no foco prioritário de políticas públicas, não apenas pelas condições de baixa renda como também pela deficiência na oferta de serviços básicos e de infraestrutura. Em segundo lugar, mostramos que a dinâmica da queda da pobreza e da desigualdade nas áreas rurais tem sido distinta daquela encontrada para o país como um todo: entre 1998 e 2005 a renda domiciliar *per capita* rural aumentou 9,8%, enquanto o índice de Gini caiu 8,1%, passando de 0,55 para 0,50. A diminuição na proporção de pobres chegou a 9,7 p.p., algo explicado tanto pela queda na desigualdade de renda, como também pelo crescimento da renda.

Hoffmann e Kageyama (2006), com base nas PNADs de 1992 a 2004, apresentam as trajetórias para o índice de Gini e para a renda domiciliar *per capita* para o Brasil como um todo e, separadamente, para áreas urbanas e rurais. Os autores mostram que ocorreu um crescimento relativamente mais forte da renda em áreas rurais, assim como uma queda mais acentuada da desigualdade. Quando utilizam as curvas de crescimento propostas por Son (2004) mostram, em particular para o período entre 1998 e 2004, que houve um crescimento *pró-pobre* nas áreas rurais, o mesmo não ocorrendo nas áreas urbanas, onde a renda média chegou a cair mais de 9%. Os autores, contudo, não chegam a apresentar as diferenças entre as trajetórias da pobreza rural e urbana ou a identificar as fontes do crescimento da renda domiciliar *per capita* no período. Rocha (2006), por outro lado, concentra-se sobre as trajetórias da pobreza e da indigência no Brasil entre 1992 e 2004, analisando separadamente as áreas rurais, urbanas e metropolitanas. Utilizando também a PNAD, a autora mostra que ao longo do período a queda tanto na pobreza como na indigência foi relativamente mais acentuada nas áreas rurais. As mudanças de composição da renda familiar e os indicadores de mercado de trabalho, contudo, são analisados para o conjunto de todas as famílias brasileiras.

Neste artigo, em primeiro lugar, apresentamos as variações da renda, da pobreza e da desigualdade separadamente para as áreas rurais e para o país como um todo, com base nos dados da PNAD para os anos de 1992, 1998 e 2005. Seguimos, então, a metodologia de Datt e Ravallion (1992) de decomposição contrafactual das medidas de pobreza entre *crescimento* e *desigualdade*, quantificando a importância relativa de cada um destes componentes para a queda na proporção de pobres nas áreas rurais entre 1992 e 1998 e entre 1998 e 2005. Analisamos também o crescimento da renda rural com base na separação da renda domiciliar *per capita* entre *i*) renda do trabalho, *ii*) previdência e pensões, *iii*) aluguel e doações, e *iv*) outras rendas, nas quais se incluem as transferências de renda provenientes de programas sociais como o Bolsa Família. Mostramos que, enquanto o crescimento da renda no primeiro

período é explicado principalmente pelo crescimento dos rendimentos do trabalho e da previdência, no segundo período as fontes de crescimento são exclusivamente previdência e a categoria outras rendas. Por fim, com base em um exercício de decomposição da variação do índice de Gini, entre *concentração* e *participação* de cada um dos componentes da renda, analisamos as razões para a queda na desigualdade entre 1998 e 2005. Mostramos o papel fundamental da desconcentração da renda do trabalho, e da desconcentração e aumento da participação de outras rendas, em que se revela o avanço de programas como o Bolsa Família.

Este artigo está organizado da seguinte forma. Na próxima seção descrevemos as variáveis utilizadas e as técnicas de decomposição empregadas. Os resultados empíricos são apresentados na terceira seção, juntamente com testes de robustez que investigam a comparabilidade entre as definições de áreas rurais utilizadas pela PNAD antes e depois do Censo de 2000. A última seção traz os comentários finais do trabalho.

2 METODOLOGIA: CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS E DECOMPOSIÇÕES

2.1 Dados e definições gerais

A base de dados utilizada neste trabalho foi a PNAD relativa aos anos de 1992, 1998 e 2005. O ano de 1992 foi escolhido como base por ser o primeiro da série da PNAD a partir do Censo de 1991. Fazemos uma ressalva, contudo, para o fato de ser um ano atípico na série do índice de Gini para o Brasil como um todo, apontando uma desigualdade particularmente mais baixa que a tendência dos anos 1990. Para o caso rural, no entanto, o ano atípico para a série do Gini foi 1993, um ponto destacadamente mais alto em relação à tendência, que volta em 1995 ao mesmo nível de 1992. Neste caso, a escolha de 1992 como o ano-base não compromete a análise para as áreas rurais, o principal foco deste artigo. Como mostramos abaixo, mesmo se utilizássemos 1993 como referência para o Brasil como um todo, a conclusão de que o crescimento da renda foi o único responsável pela redução da pobreza no país neste primeiro período permanece válida. O ano de 1998 foi escolhido por ser o último da década antes da maxidesvalorização do câmbio de 1999, fato que impactou diretamente a produção agrícola brasileira e o setor exportador. O ano de 2005 foi escolhido como ponto final da análise devido aos impactos fortes do *boom* dos preços das *commodities* sobre o setor agrícola iniciado a partir de 2006, e que caracteriza o começo de um ciclo econômico distinto para as áreas rurais. Além disso, o ano de 2005 torna os resultados deste artigo mais comparáveis aos da literatura existente, como é o caso das análises em Barros, Foguel e Ulyssea (2006), que consideram 2004 como último ano.

Utilizou-se neste artigo a definição oficial de áreas rurais do IBGE, que reflete a legislação vigente na época de cada censo demográfico e é amplamente

utilizada na literatura. A mudança na classificação de áreas consideradas rurais a partir do Censo de 2000 pode ter introduzido dificuldades na comparação das PNADs de 2001 em diante com as PNADs da década de 1990. De modo a avaliar a importância empírica desta mudança, fez-se um teste de robustez comparando os resultados com base na definição oficial de rural com resultados que usaram uma definição mais restrita das áreas rurais. Excluíram-se das áreas rurais oficiais os setores censitários definidos como “extensão urbana” ou “aglomerado rural”. Restaram os definidos como “rural – exclusive os aglomerados rurais,” o que chamamos de “áreas exclusivamente rurais”. A hipótese por trás desta análise é que as áreas exclusivamente rurais foram menos propensas a se tornarem áreas urbanas a partir do Censo de 2000. Neste caso, os problemas de comparação entre as PNADs antes e depois desta data seriam minimizados.

Utilizou-se a renda domiciliar *per capita* dos indivíduos como base para a construção das medidas de renda, pobreza e desigualdade.² Para a análise das variações da renda e da desigualdade, dividiu-se a renda domiciliar *per capita* em quatro componentes: *i*) renda proveniente do trabalho, considerando o rendimento mensal do trabalho principal e dos demais trabalhos; *ii*) renda proveniente de previdência e pensões, que compreende os rendimentos de aposentadoria, pensão, outras aposentadorias, outras pensões e abono de permanência; *iii*) renda de aluguéis e doações; e *iv*) outras rendas, entre as quais se incluem juros, dividendos e renda proveniente de programas sociais, como o Bolsa Família. Infelizmente, antes de 2007 a Pnad não permitia a abertura desta categoria residual.

A linha de pobreza utilizada corresponde a meio salário mínimo (SM) de agosto de 2000.³ Tanto a linha de pobreza como a renda domiciliar *per capita* foram convertidas em valores constantes de setembro de 2005, utilizando como deflator o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE.⁴ Todos os cálculos deste artigo, tanto para o Brasil, como para o Brasil rural, foram elaborados excluindo-se a região Norte. As medidas de pobreza e desigualdade foram calculadas com base na metodologia empregada por Hoffmann (1998) e Datt e Ravallion (1992) e serão apresentadas a seguir.

2. Utilizou-se como ponderador o fator de expansão para cada domicílio, computado pelo IBGE. Para o ano de 1992, considerou-se a reponderação dos pesos de acordo com a Contagem Populacional de 1996 e divulgada posteriormente na PNAD. Foram considerados apenas os domicílios particulares permanentes, excluindo-se as observações relativas a domicílios coletivos. Com o objetivo de evitar a dupla contagem de rendas dentro do domicílio foram excluídas da amostra as pessoas com as seguintes condições de relação com o responsável pela família: pensionistas, empregados(as) domésticos(as) e respectivos parentes.

3. O SM de agosto de 2000 foi R\$ 151, o que leva a uma linha de pobreza de R\$ 75,50. Quando convertido em valores de setembro de 2005 resultou em uma linha de pobreza de R\$ 117,19.

4. No cálculo do deflator utilizamos a metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002) para ajustar os valores do INPC.

2.2 Metodologia de decomposição da variação da pobreza a partir de variações de renda e desigualdade

Na subsecção 3.2 empregamos a metodologia de Datt e Ravallion (1992) de decomposição de variações da pobreza entre dois ou mais pontos no tempo, em dois componentes: variações *i*) na renda e *ii*) na distribuição da renda. Como base para a decomposição os autores se concentram em medidas de pobreza completamente caracterizadas a partir de uma linha de pobreza, da renda média da distribuição e da curva de Lorenz, que representa a estrutura da desigualdade.

Apresentando a notação, seja uma medida de pobreza P_t tal que $P_t = P(z/\mu_t, L_t)$, onde z é a linha de pobreza, μ_t é a renda média no ano t , e L_t é um vetor de parâmetros caracterizando a curva de Lorenz em t . A partir desta formulação temos que o nível de pobreza pode variar como resultado de uma mudança na renda média relativa à linha de pobreza ou nos parâmetros em L_t . Podemos definir, então: *i*) o componente de crescimento como a variação da pobreza resultante de uma variação na renda média, mantendo-se a curva de Lorenz fixa em determinado nível L_t ; *ii*) o componente da desigualdade definido como a mudança na pobreza resultante de deslocamentos da curva de Lorenz, mantendo-se a renda média da distribuição fixa em μ_t . Formalmente a mudança na medida de pobreza entre t e $t+n$ pode ser descrita por:

$$P_{t+n} - P_t = G(t, t+n; r) + D(t, t+n; r) + R(t, t+n; r) \quad (1)$$

onde R é o resíduo, r explicita o ano de referência usado para a decomposição, e os componentes de crescimento (G) e desigualdade (D) são dados por:

$$G(t, t+n; r) \equiv P(z/\mu_{t+n}, L_t) - P(z/\mu_t, L_t) \quad (2)$$

$$D(t, t+n; r) \equiv P(z/\mu_t, L_{t+n}) - P(z/\mu_t, L_t) \quad (3)$$

O resíduo R existirá quando a medida de pobreza não for separável aditivamente entre μ e L , ou seja, sempre que os efeitos marginais sobre a pobreza de mudanças na média (na curva de Lorenz) dependerem do formato da curva de Lorenz (da média da distribuição).⁵

A decomposição pode ser empiricamente implementada a partir de microdados sobre a distribuição da renda em dois ou mais períodos. A forma funcional de $P(z/\mu, L)$ pode ser derivada a partir de tipos distintos de medidas de pobreza e de

5. Diferentemente de outras técnicas de decomposição que tentam alocar o resíduo dentro de um destes componentes, acreditamos que um mérito da abordagem de Datt e Ravallion (1992) consiste em explicitar o componente de resíduo, evitando a falsa impressão de que a decomposição é exata. Em nossos cálculos o componente de resíduo permaneceu negligenciável.

curvas de Lorenz parametrizadas. Quanto à medida de pobreza, utiliza-se o índice P_0 , de Foster, Greer e Thorbecke (1984). A medida P_0 simplesmente indica a proporção de pessoas com renda *per capita* domiciliar inferior a z .⁶ Utilizaremos como especificação para a parametrização da curva de Lorenz o modelo quadrático geral de Villasenor e Arnold (1989). Segundo Datt e Ravallion este modelo é computacionalmente mais simples e gera formas explícitas para todas as medidas de pobreza. A curva de Lorenz a ser estimada com base no modelo quadrático pode ser descrita por:

$$L_i(1 - L_i) = a(p_i^2 - L_i) + bL_i(p_i - 1) + c(p_i - L_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

onde L é o percentual acumulado da renda; p é o percentual acumulado da população; a , b e c são os parâmetros a serem estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); e ε é um erro aleatório. A partir dos coeficientes encontrados com base no modelo quadrático, podemos chegar, então, aos valores estimados para P_0 através da equação:

$$P_0 = -\frac{1}{2m} \left[n + r \left(b + 2 \frac{z}{\mu} \right) \left\{ \left(b + 2 \frac{z}{\mu} \right)^2 - m \right\}^{-1/2} \right] \quad (5)$$

onde $m = b^2 - 4a$, $n = 2be - 4c$, $e = -(a + b + c + 1)$, $r = (n^2 - 4me^2)^{1/2}$, z é a linha de pobreza e μ é a renda média.

2.3 Decomposição do Gini entre concentração e participação

Na subseção 3.4 analisamos as variações da desigualdade nas áreas rurais a partir de uma metodologia de decomposição do índice de Gini que o subdivide em *i*) coeficientes de concentração, aplicados às categorias de renda mencionadas na subseção 2.1 e *ii*) suas respectivas participações na renda domiciliar *per capita*. O coeficiente de concentração mede o grau de concentração de uma dada fonte de renda. Quando ele é menor que o Gini implica que aquela fonte de renda é distribuída de forma menos desigual que a renda total.

Para a derivação dos coeficientes de concentração, parte-se da definição da renda domiciliar *per capita* y_i do i -ésimo indivíduo da população de tamanho n como a soma de seus k componentes, $y_i = \sum_k y_{ki}$. Seja i o *ranking* da renda y_i , isto é, $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$. O coeficiente de concentração c_k para uma determinada categoria de renda k pode ser derivado a partir de:

6. P_0 é um caso particular das medidas de pobreza de Foster-Greer-Thorbecke (FGT). Também implementamos a decomposição P_1 e P_2 (hiato de pobreza e hiato de pobreza ao quadrado). Os resultados estão disponibilizados no Anexo A.

$$c_k = \frac{2}{n\mu_k} \text{cov}(y_{ik}, i), \text{ onde } \mu_k \text{ é a média de } y_{ki}. \quad (6)$$

Definindo por s_k a participação do componente k na renda domiciliar *per capita*, chega-se à fórmula para o índice de Gini aplicada a um determinado período t :⁷

$$Gini_t = \sum_k c_{k,t} s_{k,t} \quad (7)$$

A equação (7) diz que a soma dos índices de concentração dos k componentes da renda, ponderada pelas suas respectivas participações na renda total, equivale ao índice de Gini. Desta equação chega-se a uma fórmula de decomposição da variação do índice de Gini entre dois anos, t e $t + n$, a partir das variações da *concentração* e da *participação* de cada uma das categorias da renda:

$$\Delta Gini = \sum_k \Delta c_k \bar{s}_k + \Delta s_k (\bar{c}_k - \bar{G}) \quad (8)$$

onde \bar{s}_k e \bar{c}_k são, respectivamente, as médias da participação e da concentração do componente k nos dois períodos, e \bar{G} é o índice de Gini médio. O primeiro termo do somatório corresponde à variação da desigualdade advinda de mudanças na concentração dos componentes k , mantendo-se a composição da renda constante em \bar{s}_k . Analogamente, o segundo termo equivale à variação da desigualdade em decorrência de mudanças de composição da renda, mantendo-se as concentrações constantes em \bar{c}_k . Como a soma das mudanças nas participações é zero, a subtração do Gini médio não afeta a equação (8), embora nos permita identificar o impacto individual de cada componente da renda a partir da soma do primeiro e do segundo termos da equação para cada k . O segundo termo, relacionado a mudanças nas participações, aumenta o índice de Gini se o coeficiente médio de concentração é maior que o Gini médio, diminuindo o índice caso contrário.

3 RESULTADOS EMPÍRICOS

3.1 Fatos estilizados e comparações entre Brasil e Brasil rural

A proporção de pobres no Brasil diminuiu em 11 p.p. entre 1992 e 2005 (de 33% para 22%). A tabela 1 mostra que houve uma queda de 5,8 p.p. com respeito ao período entre 1992 e 1998, e de 4,8 p.p. entre 1998 e 2005. Por trás da queda na pobreza nos dois períodos, encontram-se tendências distintas de variação de renda e desigualdade. No primeiro período, a queda na proporção de pobres pode

7. Ver Shorrocks (1982) e Pyatt, Chen e Fei (1980) como referências teóricas e Hoffmann (2003) para uma aplicação ao caso brasileiro.

ser atribuída integralmente a um crescimento na renda domiciliar *per capita* de 30%, cujo impacto sobre a pobreza apenas não foi maior devido a um aumento também na desigualdade.⁸ No segundo período estas tendências são invertidas. A renda cai levemente entre 1998 e 2005, enquanto o índice de Gini diminui em 5,1%. A diminuição da pobreza no segundo período, portanto, pode ser explicada totalmente pela queda na desigualdade.

TABELA 1

Variações na renda, pobreza e desigualdade: Brasil versus Brasil rural

Indicador	Brasil					Brasil rural				
	1992	1998	2005	Variações		1992	1998	2005	Variações	
				1992-1998	1998-2005				1992-1998	1998-2005
Renda domiciliar <i>per capita</i> ¹	350,7	456,8	453,8	30	-0,7	145,9	183,1	201,1	26	9,8
Índice de Gini ¹	0,580	0,596	0,565	2,7	-5,1	0,541	0,549	0,504	1,4	-8,1
Proporção de pobres ²	0,33	0,27	0,22	-0,058	-0,048	0,62	0,56	0,46	-0,060	-0,097

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Renda domiciliar *per capita* em R\$ de setembro de 2005; variações em termos percentuais. ² Variações em pontos percentuais;

Região Norte excluída.

Ao nos concentrarmos sobre as áreas rurais, encontramos alguns resultados distintos. A tabela 1 mostra que entre 1992 e 2005 a proporção de pobres diminui em 16 p.p. (de 62% para 46%). Com respeito ao período entre 1992 e 1998, ocorre uma queda na pobreza semelhante à encontrada em nível nacional, de 6 p.p. Entre 1998 e 2005, contudo, a diminuição intensifica-se e chega a 9,7 p.p.

Assim como em nível nacional, no período entre 1992 e 1998 a diminuição da pobreza rural é explicada integralmente por um aumento na renda domiciliar *per capita* média de 26%. O impacto do crescimento da renda sobre a pobreza apenas não foi mais forte em virtude do aumento na desigualdade. Entre 1998 e 2005, por outro lado, a queda acentuada na pobreza rural pode ser atribuída tanto a um crescimento de 9,8% na renda, movimento oposto à diminuição observada para o país como um todo, quanto a uma queda de 8,1% na desigualdade, diminuição relativamente mais forte do que a encontrada em nível nacional.

As variações da desigualdade no Brasil rural podem ser analisadas com mais detalhes a partir das mudanças na participação de cada décimo da distribuição de renda. A tabela 2 mostra que entre 1992 e 1998 os três décimos mais pobres da distribuição rural aumentaram suas participações na renda total. Por outro lado, os décimos 8^o e

8. O resultado de que variações de renda explicam toda a queda da pobreza para o Brasil como um todo não seria muito alterado se em vez de 1992 o ano-base utilizado fosse 1993. Neste caso, observaríamos um pequeno declínio do Gini entre 1993 e 1998 de 0,602 para 0,598, conforme a análise de Barros, Foguel e Ulyseia (2006, p. 31). A queda no Gini contribuiria apenas marginalmente para a redução da pobreza neste período e o crescimento da renda continuaria explicando quase 100% desta diminuição.

10^o aumentaram suas participações ainda mais. Estas mudanças provocaram aumento moderado de 1,4% no índice de Gini. Entre 1998 e 2005, tanto os décimos mais pobres como aqueles ao centro da distribuição de renda rural aumentaram suas participações. Este avanço se deu em detrimento a uma queda acentuada na participação do décimo mais rico, queda mais forte que a encontrada em nível nacional.

TABELA 2

Participações dos décimos da distribuição de renda na renda total

Décimo	Brasil Rural					Brasil				
	Participação de cada décimo (distribuição acumulada)			Ganho ou perda de participação específico a cada décimo		Participação de cada décimo (distribuição acumulada)			Ganho ou perda de participação específico a cada décimo	
	1992	1998	2005	1992-1998	1998-2005	1992	1998	2005	1992-1998	1998-2005
1	0,94	1,26	1,27	0,32	0,01	0,77	0,84	1,00	0,07	0,16
2	2,94	3,47	4,00	0,21	0,52	2,51	2,51	2,97	-0,07	0,30
3	5,89	6,46	7,24	0,04	0,25	5,15	5,03	6,41	-0,12	0,92
4	9,9	10,39	11,9	-0,11	0,76	8,6	8,6	9,5	0,07	-0,47
5	15,2	15,6	17,4	-0,04	0,26	13,3	13,1	14,8	-0,11	0,75
6	21,9	21,85	24,8	-0,47	1,13	19,4	18,3	20,5	-1,01	0,61
7	30,6	30,04	33,8	-0,54	0,78	27,5	25,9	28,4	-0,51	0,27
8	42,4	42,28	45,5	0,52	-0,53	38,1	36,2	39,3	-0,20	0,60
9	58,9	56,13	61,4	-2,73	2,04	54,3	52,5	55,1	0,03	-0,54
10	100,00	100,00	100,00	2,80	-5,22	100,00	100,00	100,00	1,85	-2,60

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Nota: Região Norte excluída.

3.2 Decomposição da variação na pobreza rural a partir de variações de renda e desigualdade

Com base na metodologia de decomposição de Datt e Ravallion (1992), quantificamos a importância das variações da renda e da desigualdade para a explicação da queda na pobreza rural nos dois períodos analisados. Os resultados da estimação dos parâmetros da curva de Lorenz para os anos de 1992, 1998 e 2005 seguem no Anexo B. Note-se que todos os coeficientes são significativos a 1% e que os coeficientes de determinação R^2 nas três regressões situaram-se entre 0,99 e 1,00, valores não incomuns para esta forma funcional.

Com o objetivo de decompor a queda na pobreza entre 1992 e 1998, em primeiro lugar, mantivemos a distribuição do ano de 1992 constante e calculamos contrafactualmente o impacto da variação da renda domiciliar *per capita* sobre a pobreza. Verificamos na tabela 3 que o crescimento da renda, dada a desigualdade constante, teria sido responsável por uma queda de 9,25 p.p. na proporção de pobres. Em exercício análogo, mantendo-se o nível da renda constante, estimamos que a mudança na distribuição da renda entre os dois anos teria levado a um aumento na proporção de pobres de 2,5

p.p. Estes resultados mostram que o crescimento da renda nas áreas rurais explicou integralmente a queda na pobreza rural no período entre 1992 e 1998.⁹

TABELA 3

Decomposição da variação na pobreza rural em crescimento e desigualdade

	Varição total estimada na proporção de pobres (p. p.)	Contrafactual 1: variação na renda, distribuição fixa	Contrafactual 2: variação na distribuição, renda fixa	Resíduo
Período 1992-1998	-6,97	-9,25	2,50	-0,22
Explicação para a queda na pobreza (%)		133	-36	3
Período 1998-2005	-9,32	-3,99	-5,17	-0,16
Explicação para a queda na pobreza (%)		43	55	2

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Nota: Região Norte excluída.

Com relação ao período entre 1998 e 2005, estima-se uma queda na proporção de pobres nas áreas rurais de 9,32 p.p. Procedendo por analogia ao exercício anterior, verificamos que o crescimento da renda, dada sua distribuição constante, teria sido responsável por uma queda de 3,99 p.p. na proporção de pobres. Quando mantido fixo o nível de renda e alterada sua distribuição, verifica-se uma queda na proporção de pobres de 5,17 p.p. Temos, então, que o crescimento da renda explicou 43% da queda na pobreza rural entre 1998 e 2005, enquanto a contribuição da diminuição da desigualdade foi de 55%.¹⁰ A diminuição na desigualdade, portanto, teve um papel mais importante no segundo período. Note-se, no entanto, que o crescimento da renda também contribuiu significativamente para isso, algo que não encontra paralelo em nível nacional.¹¹

3.3 Explicando o crescimento da renda rural a partir de seus principais componentes

Com a finalidade de identificar a origem do crescimento da renda nas áreas rurais entre 1992 e 1998 e entre 1998 e 2005, analisamos as variações da renda domiciliar *per capita* a partir de cada um dos quatro componentes: *i*) rendimento proveniente do trabalho; *ii*) previdência e pensões; *iii*) aluguel e doações; e *iv*) outras rendas.

A tabela 4 mostra que o aumento de 26% da renda nas áreas rurais entre 1992 e 1998 é atribuído principalmente ao crescimento dos rendimentos do trabalho, seguido

9. Os resultados para o período 1992-1998 nas áreas rurais são bastante semelhantes em direção e magnitude aos encontrados para o Brasil como um todo. No caso do Brasil, o crescimento da renda teria explicado 135% da queda na pobreza, e a mudança na distribuição de renda teria explicado -43%; se fosse considerado o ano de 1993 como base, o crescimento de renda teria explicado em torno de 100%, e o impacto da variação da desigualdade teria sido apenas residual.

10. Note-se, a partir da coluna de resíduos da tabela 3, que os componentes de crescimento e desigualdade explicam quase a totalidade da variação da pobreza (entre 97% e 98%), restringindo a magnitude do resíduo a 2% e 3%.

11. Vimos na tabela 1 que em nível nacional a variação da renda entre 1998 e 2005 foi negativa, o que contribuiu para aumentar a proporção de pobres no Brasil. Neste caso, toda a queda da pobreza observada no período pôde ser integralmente atribuída à redução da desigualdade, algo já documentado em outros estudos (ver BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2006). A decomposição de Datt e Ravallion para o Brasil indica que a queda na desigualdade explica 105% da queda na pobreza, e a mudança na renda explica -5%.

pelo aumento da renda proveniente de previdência e pensões. Estas duas fontes explicam, respectivamente, 69% e 27% do crescimento da renda *per capita*. Neste primeiro período, o componente de outras rendas contribuiu marginalmente para a diminuição da renda domiciliar *per capita*. O crescimento de 10% da renda domiciliar *per capita* no segundo período ocorreu em bases distintas. Por um lado, os rendimentos do trabalho permaneceram estáveis. Por outro, a participação de previdência e pensões aumentou novamente e passou a explicar parte importante do crescimento da renda domiciliar *per capita*, o mesmo ocorrendo com o componente de outras rendas.

TABELA 4

Variação da renda domiciliar *per capita* nas áreas rurais por tipo de renda

	1992	1998	2005	1992-1998		1998-2005	
				Variação em termos absolutos	Variação (%)	Variação em termos absolutos	Variação (%)
Renda total							
Renda domiciliar <i>per capita</i>	145,9	183,1	201,1	37,2	26	17,97	10
Renda do trabalho							
Média	118,7	144,3	144,1	25,6	22	-0,28	0
Participação no total	0,81	0,79	0,72	-0,03	-3	-0,07	-9
Contribuição para a variação na renda (%)				69		-2	
Renda de previdência							
Média	23,2	33,3	45,7	10,1	43	12,47	37
Participação no total	0,16	0,18	0,23	0,02	14	0,05	25
Contribuição para a variação na renda (%)				27		69	
Aluguéis e doações							
Média	1,29	3,71	2,60	2,42	187	-1,12	-30
Participação no total	0,01	0,02	0,01	0,01	128	-0,01	-36
Contribuição para a variação na renda (%)				6		-6	
Outras rendas							
Média	2,68	1,81	8,71	-0,9	-32	6,90	382
Participação no total	0,02	0,01	0,04	-0,01	-46	0,03	338
Contribuição para a variação na renda (%)				-2		38	

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Notas: Renda domiciliar *per capita*, e componentes, em R\$ de setembro de 2005.

Região Norte excluída.

Evidências indicam que no período entre 1998 e 2005 a estabilidade da renda do trabalho refletiu uma recuperação da renda de atividades agrícolas, que funcionou nas áreas rurais como um contraponto à queda na renda de atividades não agrícolas. Este contraponto não ocorreu para o país como um todo em razão da pequena participação da renda de atividades agrícolas no rendimento domiciliar *per capita* médio brasileiro.¹²

12. No país como um todo, a queda na renda apenas não foi mais acentuada devido ao aumento dos componentes de previdência e pensões, e de outras rendas. Nas áreas rurais, o desempenho destes componentes somou-se ao crescimento da renda de atividades agrícolas, proporcionando assim um aumento da renda domiciliar *per capita*.

De acordo com Ferreira e Souza (2007), que estudam o papel das aposentadorias e pensões na concentração de renda nas áreas rurais entre 1981 e 2003, a participação percentual destes componentes na renda domiciliar *per capita* no Brasil duplicou entre 1988 e 1998, passando de 8,1% para 16,7%. No Brasil rural a participação triplicou no período, passando de 5,9% a 17,8%, e continuando uma trajetória de crescimento entre 1999 e 2003. Observando a série construída pelos autores, o ponto de inflexão está na virada dos anos 1980 para os 1990, quando a participação deste componente aumentou em 40% no Brasil e duplicou nas áreas rurais. Um segundo ponto de inflexão, tanto para o Brasil como para o Brasil rural, ocorreu a partir de 1997-1998, quando a participação inicia uma tendência de crescimento, após relativa estabilidade entre 1992 e 1997.

O forte aumento da participação de previdência e pensões na renda em áreas rurais no início dos anos 1990 pode ser atribuído a mudanças institucionais presentes na Constituição de 1988 e nas Leis nº 8.212 (Plano de Custeio) e nº 8.213 (Plano de Benefícios) de 1991. Extinguiu-se o tratamento separado dado ao setor rural na previdência social, com a inclusão dos trabalhadores rurais e dos segurados em regime de produção familiar no plano de benefícios normal do Regime Geral de Previdência Social (RGPS). Essas mudanças implicaram a equiparação do piso dos benefícios em um SM (o piso rural anterior era de meio SM) e o acesso de mulheres à aposentadoria independentemente do acesso do cônjuge. Também reduziram-se as idades de acesso à aposentadoria, de 60 para 55 anos para mulheres, e de 65 para 60 anos, no caso dos homens.¹³ Estas mudanças, portanto, proporcionaram o aumento do número de beneficiários no início dos anos 1990 e do valor dos benefícios, e estão por trás da forte expansão da participação destes componentes na renda rural neste período. Por outro lado, o contínuo aumento real do valor do SM, que indexa a maioria dos benefícios previdenciários rurais, explica em grande medida a continuidade do crescimento da participação desta fonte de renda na composição da renda domiciliar *per capita* nas áreas rurais nos anos 2000.

O aumento da participação do componente de outras rendas na renda domiciliar *per capita* é algo recente e de particular importância para as áreas rurais. Em 1992 cerca de 2,4 milhões de brasileiros em áreas rurais viviam em domicílios receptores de alguma das rendas incluídas nesta categoria, o que equivalia a 7,9% da população rural. Em 1998 estes números haviam recuado para 1,3 milhão de pessoas, ou apenas 4,1% da população rural, proporção ligeiramente inferior à encontrada no país como um todo naquele ano, de 4,6%. Em 2005, no entanto, o número de brasileiros vivendo em domicílios recebendo algum tipo destes rendimentos nas áreas rurais havia aumentado significativamente para 11,4 milhões, o que representava 41,3% da população rural, proporção significativamente superior à encontrada em nível nacional naquele ano, de 20,6%.

13. Para mais detalhes, ver Beltrão, Oliveira e Pinheiro (2000) e Schwarzer (2000).

Na tabela 5 mostramos que o aumento da participação do componente de outras rendas nas áreas rurais ocorreu principalmente entre 1998 e 2005. Restringindo o nosso foco à metade mais pobre da população rural, vemos que em 1998 somente 3,6% das pessoas deste grupo viviam em domicílios receptores de outras rendas, enquanto em 2005 esta proporção havia aumentado para 58,1%. Este aumento dramático pode ser em grande medida atribuído à expansão de programas sociais de transferência de renda como o Bolsa Família, uma vez que dentre os tipos de rendimentos incluídos no componente de outras rendas nenhum é tão focalizado sobre os décimos mais pobres da população. Além disso, nota-se que o valor médio de outras rendas em 2005, reportado na última coluna, é consistente com os valores transferidos pelo Bolsa Família. Entre os domicílios que recebiam outras rendas, e restringindo o foco à metade mais pobre da população rural, observa-se que o valor *per capita* de outras rendas estava em torno de R\$ 14,2, o que significava uma transferência de R\$ 57 para um domicílio com quatro pessoas. Este valor é consistente com o limite que existia na época, de R\$ 95 por família.¹⁴

TABELA 5

Percentual de pessoas recebendo algum tipo de rendimento incluído em outras rendas – áreas rurais, por décimo da distribuição

Décimo	1992		1998		2005	
	Percentual da população com outras rendas	Valor médio de outras rendas ¹	Percentual da população com outras rendas	Valor médio de outras rendas ¹	Percentual da população com outras rendas	Valor médio de outras rendas ¹
1	2,7	3,1	3,1	15,2	66,1	11,4
2	2,0	5,4	3,9	16,9	62,2	13,5
3	4,2	4,8	4,5	22,4	59,7	14,6
4	4,0	12,8	3,8	24,1	48,4	15,9
5	5,3	5,1	3,0	28,4	54,0	15,8
6	5,7	13,6	2,1	20,3	38,1	19,9
7	8,4	8,1	2,6	26,6	30,4	22,7
8	10,8	11,8	3,7	30,1	26,9	30,8
9	14,7	21,0	5,1	31,6	14,6	50,8
10	21,7	92,1	9,3	112,9	11,8	137,2

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valores em R\$ de setembro de 2005, média incluindo apenas os domicílios que receberam outras rendas.

Região Norte excluída.

A penúltima coluna da tabela sugere que os programas de transferência de renda ainda podem ser aperfeiçoados com relação a cobertura e focalização. Por um lado, pouco mais de 40% da metade mais pobre da população vivem em domicílios que não recebem transferências. Por outro, o aumento significativo de domicílios recebendo outras rendas no sexto ao nono décimos da distribuição de renda rural em 2005 sugere a possibilidade de vazamento de transferências para domicílios não pobres.

14. Para uma análise da expansão do Programa Bolsa Família no Brasil como um todo, ver Soares *et al.* (2006) e Barros, Foguel e Ulyssea (2006).

3.4 A queda na desigualdade rural: decomposição do Gini

Com a finalidade de compreender melhor a queda acentuada da desigualdade nas áreas rurais entre 1998 e 2005, decompõem-se as variações do índice de Gini a partir de variações na *concentração* e na *participação* de cada um dos quatro componentes de renda. Complementando a apresentação das variações na participação de cada um dos componentes de renda, a tabela 6 traz a seguir a variação de seus respectivos índices de concentração e a contribuição de cada componente para o índice de Gini rural.

TABELA 6

Componentes da renda domiciliar *per capita* e suas contribuições para a desigualdade rural

	1992	1998	2005	Variação	
				1992-1998	1998-2005
Índice de Gini	0,541	0,549	0,504	1,4	-8,1
Renda do trabalho					
Índice de concentração ¹	0,532	0,543	0,507	2,1	-6,6
Participação do componente na renda domiciliar <i>per capita</i> (%) ²	81	79	72	-0,03	-0,07
Contribuição para o índice de Gini (%)	80	78	72		
Renda de previdência e pensões					
Índice de concentração ¹	0,560	0,564	0,571	0,5	1,2
Participação do componente na renda domiciliar <i>per capita</i> (%) ²	16	18	23	0,02	0,05
Contribuição para o índice de Gini (%)	16	19	26		
Aluguéis e doações					
Índice de concentração ¹	0,501	0,642	0,592	28,2	-7,8
Participação do componente na renda domiciliar <i>per capita</i> (%) ²	1	2	1	0,01	-0,01
Contribuição para o índice de Gini (%)	1	2	2		
Outras rendas					
Índice de concentração ¹	0,816	0,565	0,083	-30,8	-85,3
Participação do componente na renda domiciliar <i>per capita</i> (%) ²	2	1	4	-0,01	0,03
Contribuição para o índice de Gini (%)	3	1	1		

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variação percentual. ² Variação em p.p.

Região Norte excluída.

Entre 1992 e 1998 a desigualdade nas áreas rurais variou relativamente pouco, algo explicado pela variabilidade também limitada dos índices de concentração dos componentes mais importantes da renda. Entre 1998 e 2005, as variações dos coeficientes de concentração foram determinantes para a queda na desigualdade rural. O índice de concentração dos rendimentos do trabalho diminuiu em 6,6%. Houve uma queda ainda mais forte na concentração do componente de outras rendas, cujo índice variou de 0,57 em 1998 para 0,08 em 2005, o que revela o impacto progressivo de programas sociais sobre os estratos mais pobres da população. Na direção contrária desses movimentos, houve um aumento tanto na participação

como na concentração de aposentadorias e pensões, o único componente de renda pressionando por mais desigualdade nas áreas rurais.

Com o objetivo de quantificar o impacto dessas variações sobre a desigualdade, procedeu-se à decomposição das variações do índice de Gini como descrita na seção 2. Os resultados seguem na tabela 7.

TABELA 7

Decomposição da variação do índice de Gini das áreas rurais entre concentração e participação, por componente da renda

Componentes da renda	Período 1992-1998			Período 1998-2005		
	$\bar{S}_k \Delta C_k$	$(\bar{C}_k - \bar{G}) \Delta S_k$	Participação no aumento do Gini (%)	$\bar{S}_k \Delta C_k$	$(\bar{C}_k - \bar{G}) \Delta S_k$	Participação na queda do Gini (%)
Renda do trabalho	0,009	0,000	120	-0,027	0,000	60
Renda de previdência e pensões	0,001	0,000	12	0,001	0,002	-7
Aluguel e doações	0,002	0,000	31	-0,001	-0,001	3
Outras rendas	-0,004	-0,001	-63	-0,013	-0,007	44
Totais	0,008	0,000		-0,039	-0,005	
Variação do Gini		0,008			-0,045	

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Nota: Região Norte excluída.

Entre 1992 e 1998 houve em termos absolutos um aumento modesto no índice de Gini de 0,008 nas áreas rurais. Grande parte desta variação está associada ao aumento da concentração da renda do trabalho, efeito este contrabalançado apenas pela queda na concentração de outras rendas. O efeito líquido das mudanças nas participações dos componentes da renda domiciliar *per capita* não teve qualquer impacto na variação do índice de Gini.

Com relação ao período entre 1998 e 2005, houve em termos absolutos uma queda no índice de Gini de 0,045 nas áreas rurais. Os resultados da decomposição mostram que 60% desta variação estão associados à queda na concentração da renda do trabalho. Importante observar também a contribuição da diminuição acentuada da concentração do componente de outras rendas, assim como da expansão de sua participação na renda domiciliar *per capita* para a diminuição da desigualdade. Estes dois movimentos, em grande medida associados à expansão de programas de transferência condicionada de renda no Brasil, explicam 44% da queda no índice de Gini nas áreas rurais entre 1998 e 2005. A tabela 7 também deixa claro o viés regressivo do componente de previdência e pensões neste segundo período.

Interessante notar que a queda da desigualdade neste segundo período foi explicada em grande medida pela diminuição dos índices de concentração. Enquanto a mudança de composição da renda domiciliar *per capita* contribuiu para cerca de 12% da queda do índice de Gini, a diminuição da concentração dos componentes explicou 88%.

Embora necessitemos de cautela com respeito às diferenças de metodologia, é interessante comparar estes resultados com aqueles encontrados por outros estudos aplicados ao país como um todo. Soares *et al.* (2006), utilizando como anos de referência 1995 e 2004, estimam que os componentes que fazem parte do que classificamos como outras rendas explicaram conjuntamente 31% da queda na desigualdade, enquanto a renda do trabalho explicou 85%. Hoffmann (2006) mostra que os mesmos componentes de “outras rendas” explicaram aproximadamente 25% da queda do índice de Gini entre 1997 e 2004, enquanto o componente de renda do trabalho contribuiu com aproximadamente 78%. Nossas estimativas para o Brasil como um todo também sugerem que outras rendas explicaram em torno de 25% da queda. Nas áreas rurais, observamos que o componente da renda do trabalho contribuiu com 60% da queda do índice de Gini entre 1998 e 2005, enquanto o componente de outras rendas contribuiu com 44% para esta queda – superior, portanto, à contribuição deste componente em nível nacional. Acreditamos que os programas de transferência de renda tiveram um impacto relativamente maior nas áreas rurais, dado o nível de renda menor quando comparado ao das áreas urbanas do país. Como resultado, a porcentagem de famílias beneficiadas e a importância relativa das transferências foram maiores.

3.5 Análise de robustez

Como descrito na subseção 2.1, a PNAD de 2005 utilizou, como definição oficial das áreas rurais, critérios administrativos dos municípios brasileiros, atualizados pelo IBGE no Censo Demográfico de 2000. As PNADs dos anos 1990, por outro lado, seguiram o Censo Demográfico de 1991. Este fato poderia adicionar alguma imprecisão na comparação entre os indicadores rurais das PNADs de 1998 e 2005, uma vez que uma proporção das áreas consideradas rurais em 1998 pode ter sido redefinida como áreas urbanas a partir de 2001. De fato, houve uma redução de quase 12% na população rural do Brasil (desconsiderando a região Norte) entre 1998 e 2005. Uma grande parte desta queda provavelmente se deve a esta mudança de definição. Procederemos com uma análise de robustez dos resultados da seção 3, supondo que a atualização dos critérios municipais afetou apenas marginalmente a delimitação das áreas consideradas “exclusivamente rurais”, que representaram cerca de 86% da população rural no ano 2000.¹⁵ A nossa hipótese é que as áreas rurais com código censitário de “extensão urbana” ou de “aglomerado rural” foram mais propensas a se tornarem áreas urbanas a partir do Censo de 2000. Logo, ao excluirmos estas áreas mais “problemáticas”, eliminamos a fonte mais importante de viés na comparação das PNADs dos anos 1990 com as PNADs dos anos 2000.

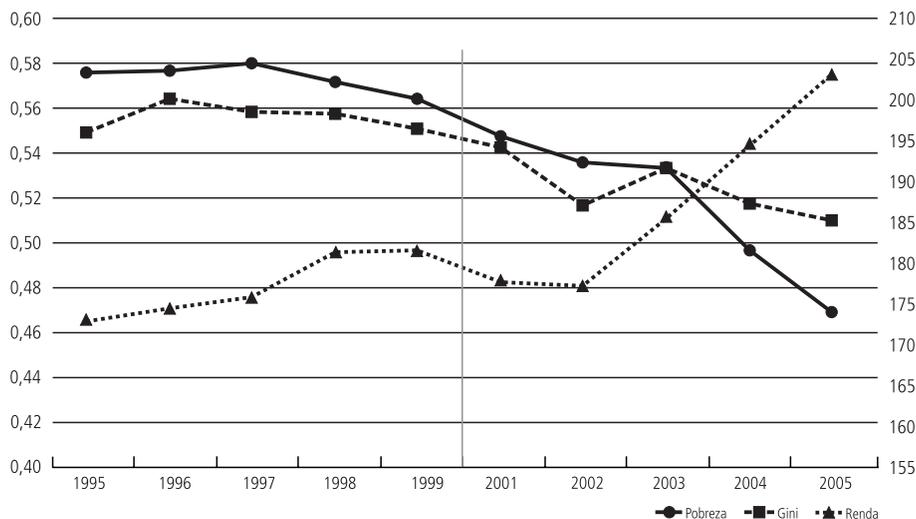
Antes de apresentar os resultados do teste de robustez, mostramos no gráfico a seguir as séries temporais entre 1995 e 2005 das três principais variáveis aqui utilizadas

15. Refere-se à variável V4105, código de situação censitária, tipo 8 = Rural – zona rural exclusive aglomerado rural, no dicionário de variáveis de domicílios da PNAD de 2005.

– pobreza, desigualdade e renda nas áreas rurais – com base na definição oficial de áreas rurais. Apesar da mudança metodológica, nota-se que as séries não revelam quaisquer sinais de quebra discreta entre 1999 e 2001. Isso significa que a população remanescente nas áreas rurais não era qualitativamente tão distinta da população rural excluída, pelo menos não o suficiente para mudar o comportamento temporal das séries.

Trajetórias da renda, da pobreza e da desigualdade nas áreas rurais

(Renda em R\$, de setembro de 2006)



Fonte: Helfand e Del Grossi (2008).

Nota: Inclui Tocantins, exclui demais estados da região Norte.

A tabela 8 compara os principais resultados da seção 3 calculados a partir das duas definições de áreas rurais. Em primeiro lugar, nota-se no painel (A) da tabela que, entre 1998 e 2005, a renda domiciliar *per capita* aumentou um pouco mais nas áreas exclusivamente rurais (15,4%), a desigualdade caiu um pouco menos (-6,1%) e a pobreza diminuiu praticamente no mesmo ritmo (em torno de 10 p.p.). Como resultado, no painel (B) vê-se que o aumento da renda teve um papel ainda mais importante que a queda da desigualdade para a diminuição da pobreza nas áreas exclusivamente rurais. Este resultado fortalece a conclusão de que a experiência do Brasil rural no período entre 1998 e 2005 foi distinta da experiência do Brasil como um todo. Neste, a redução da pobreza ocorreu em função exclusivamente da queda na desigualdade. No Brasil rural oficial, o crescimento da renda explicou 43% da queda na pobreza, enquanto nas áreas exclusivamente rurais este número ficou em 60%.

No painel (C) da tabela 8, vê-se que o crescimento relativamente maior da renda nas áreas exclusivamente rurais entre 1998 e 2005, por sua vez, foi explicado principalmente por um aumento de 6% na renda do trabalho. Aposentadorias e pensões também cresceram relativamente mais nessas áreas. Já no painel (D),

nota-se que 59% da queda na desigualdade nas áreas exclusivamente rurais foram explicados pelo componente de outras rendas (via queda na concentração e aumento na participação). Isso se compara a 44% nas áreas rurais segundo a definição oficial e a 25% no Brasil. Mais uma vez as diferenças entre as tendências para o Brasil como um todo e o Brasil rural tornam-se ainda mais marcantes quando nos concentramos nas áreas exclusivamente rurais.

TABELA 8

Comparação entre definição oficial de rural e áreas exclusivamente rurais
(Em %)

	Definição oficial de áreas rurais		Áreas exclusivamente rurais	
	1992-1998	1998-2005	1992-1998	1998-2005
(A) Indicadores básicos: variação em % e p.p. (tabela 1):				
Renda domiciliar <i>per capita</i> ¹	26	9,8	20	15,4
Índice de Gini ¹	1,4	-8,1	-0,9	-6,1
Proporção de pobres ²	-0,06	-0,097	-0,05	-0,106
(B) Contribuição para queda na pobreza (tabela 3):				
Crescimento da renda	133	43	116	60
Diminuição da desigualdade	-36	55	-20	37
Resíduo	3	2	4	2
(C) Variação da renda média por componente (tabela 4):				
Renda do trabalho	22	0	15	6
Previdência e pensões	43	37	41	41
Aluguéis e doações	187	-30	195	-31
Outras rendas	-32	382	-33	368
(D) Contribuição para a variação do Gini por componente (tabela 7):				
Renda do trabalho	120	60	67	42
Previdência e pensões	12	-7	-21	-7
Aluguéis e doações	31	3	-58	6
Outras rendas	-63	44	111	59

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variações em termos percentuais. ² Variações em p.p.
Região Norte excluída.

4 COMENTÁRIOS FINAIS

A queda recente na desigualdade de renda no Brasil não se restringiu às áreas urbanas do país. Mostramos que a queda na desigualdade entre 1998 e 2005 foi mais acentuada nas áreas rurais. A renda média rural também cresceu mais do que a renda média urbana neste período. Como resultado, as áreas rurais contribuíram para a queda na desigualdade nacional tanto pela diminuição na diferença de renda média entre as áreas urbanas e rurais, como pela queda mais acentuada da desigualdade dentro das áreas rurais.

A pobreza rural no Brasil também caiu de forma contínua e significativa entre 1992 e 2005. Enquanto a proporção de pobres no Brasil reduziu-se em 11 p.p.

neste período, a queda nas áreas rurais foi de 16 p.p. Apesar disso, a incidência da pobreza rural continua sendo mais que o dobro da urbana.

Com base em uma análise de decomposição, mostramos que a redução na pobreza rural entre 1992 e 1998 deveu-se somente ao crescimento da renda. De 1998 a 2005, por outro lado, aproximadamente 55% da redução da pobreza rural foram consequência da queda na desigualdade de renda. Para entender melhor a queda na desigualdade rural, também decomposemos a variação do Gini. A análise mostrou que aproximadamente 88% da melhora na distribuição de renda ocorreu em virtude da desconcentração da renda. Mudanças na participação das fontes de renda explicaram somente 12% da queda. As fontes de renda que mais contribuíram para a queda do Gini foram os rendimentos do trabalho e o componente de outras rendas, que incluem os programas de transferência de renda como Bolsa Família. Apesar de representarem apenas 4% da renda total, estimamos que mudanças nas outras rendas explicaram 44% da queda recente na desigualdade de renda rural. Quando usamos uma definição mais restrita – e mais consistente no tempo – de áreas rurais, o componente de outras rendas chegou a explicar 59% da queda na desigualdade, uma porcentagem substancialmente maior do que os 25% encontrados para o Brasil como um todo.

Um importante tema para futuras pesquisas refere-se à elaboração de uma compreensão mais profunda das causas da desconcentração e do baixo crescimento dos rendimentos do trabalho entre 1998 e 2005. O setor agropecuário experimentou um crescimento robusto neste período, em parte pela desvalorização cambial de 1999 e pelos preços internacionais de *commodities* mais favoráveis entre 2002 e 2004. Por outro lado, em 2005 estes preços já haviam retornado a patamares próximos aos níveis de 1995-1998 e o câmbio voltara a apreciar-se novamente (HELFAND; DEL GROSSI, 2008). Os rendimentos não agrícolas, em contraste, experimentaram um declínio no início da década associado à queda dos rendimentos na economia brasileira como um todo. Outros temas que merecem atenção referem-se ao aumento da formalidade do emprego assalariado agrícola (CAMPOLINA; SILVEIRA, 2008) e aos impactos do contínuo crescimento real do SM no período. Existem evidências, por exemplo, de que trabalhadores agrícolas com carteira assinada tiveram crescimento de renda neste período superior aos demais tipos de trabalhadores na agricultura.

A combinação das forças presentes no mercado de trabalho contribuiu para a determinação dos resultados documentados neste artigo. Estas forças precisam ser mais bem compreendidas uma vez que os rendimentos do trabalho deverão cumprir um papel central para a redução da pobreza a médio e longo prazos. No período 1998-2005, porém, as variações destes rendimentos explicaram apenas cerca de um terço da queda na pobreza. Dois terços da redução foram explicados pelos efeitos de aposentadorias e pensões e de programas de transferência de renda, que trabalharam tanto via crescimento da renda domiciliar *per capita*, como via redução na desigualdade de renda.

As implicações para as políticas públicas são três. Primeiro, em consequência da maior incidência de pobreza, as transferências de renda por meio de programas como o Bolsa Família mostraram-se ainda mais importantes para a queda na pobreza e na desigualdade nas áreas rurais do que nas urbanas. Ainda existe espaço para melhorar a cobertura e a focalização destas transferências. Entre os 50% mais pobres da população rural, por exemplo, menos de 60% recebiam outras rendas. Por outro lado, entre 1998 e 2005, houve um aumento significativo de domicílios do sexto ao nono décimos da distribuição de renda recebendo outras rendas, o que sugere a possibilidade de vazamento de transferências para domicílios não pobres. Segundo, o crescimento da renda de previdência e pensões foi um fator importante para explicar o aumento da renda total e a queda da pobreza neste período. No entanto, é pouco provável que o crescimento desta fonte de renda seja sustentável. Outras fontes terão que substituir o papel dinâmico que a previdência teve nos últimos anos. Finalmente, a renda de trabalho ainda representa mais de 70% da renda total nas áreas rurais. Para continuar reduzindo a pobreza e a desigualdade rural no futuro, as políticas deveriam ter como meta um crescimento pró-pobre desta fonte de renda. Neste sentido, são importantes políticas que contribuam para a competitividade da agricultura familiar, para melhorar a qualidade dos trabalhos e os salários na agricultura, e para o acesso da população rural pobre a trabalhos não agrícolas mais bem remunerados.

ABSTRACT

This article decomposes changes in rural poverty into growth and income inequality components for 1992, 1998 and 2005. The article also decomposes changes in the Gini. Rural poverty fell by 16 percentage points in this period. Unlike for the country as a whole, the poverty decline between 1998 and 2005 was not solely due to a reduction in inequality. Income growth explained 43% of the decline, and was largely attributable to growth in social security transfers. The reduction in income inequality in 1998-2005 was due to a decline in the inequality of earned income and of "other" sources of income. This residual category includes conditional cash transfers via the Bolsa Familia program. Given constraints on transfers, pro-poor growth in earnings is likely to be necessary for rural poverty and inequality to continue to decline in tandem.

REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: Ipea, 2006. v.1.
- BELTRÃO, K.; OLIVEIRA, F.; PINHEIRO, S. *A população rural e a previdência social no Brasil: uma análise com ênfase nas mudanças constitucionais*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000 (Texto para Discussão, n. 759).
- CAMPOLINA, B.; SILVEIRA, F. O mercado do trabalho rural: evolução recente, composição da renda e dimensão regional. In: BUAINAIN, M. A.; DEDECCA, C. (Ed.). *Emprego e trabalho na agricultura brasileira*. Brasília: IICA, 2009.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. *Uma sugestão de deflatores para rendas do trabalho obtidas a partir de pesquisas domiciliares*. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 897).

DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, v. 38, n. 2, p. 275-295, 1992.

FERREIRA, C. A.; SOUZA, S. As aposentadorias e pensões e a concentração dos rendimentos domiciliares *per capita* no Brasil e na sua área rural: 1991 a 2003. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 45, n. 4, p. 985-1011, 2007.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.

HELFAND, S. M.; DEL GROSSI, M. E. *Agricultural boom and rural poverty in Brazil: 1995-2006*. Trabalho preparado para a FAO como parte do projeto *Boom Agrícola e Persistência da Pobreza Rural na América Latina*, 2008. 61p. Mimeografado.

HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Edusp, 1998.

_____. Inequality in Brazil: the contribution of pensions. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 4, p. 755-773, 2003.

_____. Transferências de renda e a desigualdade no Brasil em cinco regiões entre 1997 e 2004. *Economica*, v. 8 n. 1, p. 55-81, 2006.

HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade*, v. 15, n. 1, v. 26, p. 79-112, 2006.

PNAD. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 1992, 1998 e 2005. *Base de dados*, IBGE.

PYATT, G.; CHEN, C.-N.; FEI, J. The distribution of income by factor components. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 95, n. 5, p. 451-73, 1980.

ROCHA, S. Pobreza e indigência no Brasil – algumas evidências empíricas com base na PNAD 2004. *Nova Economia*, v. 16, n. 2, p. 265-299, 2006.

SCHWARZER, H. *Impactos socioeconômicos do sistema de aposentadorias rurais no Brasil* – evidências empíricas de um estudo de caso no Estado do Pará. Rio de Janeiro: Ipea, 2000 (Texto para Discussão, n. 729).

SHORROCKS, A. Inequality decomposition by factor components. *Econometrica*, v. 50, p. 193-211, 1982.

SOARES, F. V.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. *Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade*. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.228).

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).

SON, H. A note on pro-poor growth. *Economic Letters*, v. 82, p. 307-314, 2004.

VILLASENOR, J.; ARNOLD, B. C. Elliptical Lorenz curves. *Journal of Econometrics*, n. 40, p. 327-338, 1989.

(Originais submetidos em julho de 2008. Última versão recebida em abril de 2009. Aprovada em junho de 2009.)

ANEXO A

Decomposição da variação na pobreza rural em crescimento e desigualdade: P0, P1, e P2

	Período 1992 – 1998				Período 1998 – 2005			
	Varição da pobreza	Varição da renda	Varição da distribuição	Resíduo	Varição da pobreza	Varição da renda	Varição da distribuição	Resíduo
FGT0	-0,070	-0,093	0,025	-0,002	-0,093	-0,040	-0,052	-0,002
		133%	-36%	3%		43%	55%	2%
Brasil	FGT1	-0,066	-0,063	0,003	-0,057	-0,026	-0,033	0,002
Rural			97%	-5%		46%	57%	-3%
	FGT2	-0,059	-0,047	-0,007	-0,038	-0,019	-0,021	0,002
			81%	12%		50%	56%	-6%

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

ANEXO B

Resultados da estimação dos parâmetros da curva de Lorenz para os anos de 1992, 1998 e 2005, com base nos domicílios rurais

Variável		1992	1998	2005
<i>a</i>	Coefficiente de $(P^2 - L)$	0,925	0,747	0,891
<i>b</i>	Coefficiente de $L(P - 1)$	-0,026	0,070	-0,340
<i>c</i>	Coefficiente de $(P - L)$	0,103	0,187	0,140
R^2	Coefficiente de explicação	1,000	1,000	1,000
μ	Renda média	145,88	183,13	201,10
<i>z</i>	Linha de pobreza	117,19	117,19	117,19
<i>e</i>	$-(a + b + c + 1)$	-2,002	-2,004	-1,692
<i>m</i>	$b^2 - 4a$	-3,701	-2,982	-3,450
<i>n</i>	$2be - 4c$	-0,307	-1,030	0,589
<i>r</i>	$(n^2 - 4me^2)^{1/2}$	7,710	6,997	6,313
<i>s1</i>	$(r - n)/(2m)$	-1,083	-1,346	-0,830
<i>s2</i>	$-(r + n)/(2m)$	1,000	1,001	1,000
$L(H)$	$-0,5 (bH + e + (mH^2 + nH + e^2)^{0,5})$	0,235	0,185	0,147
<i>H</i>	FGT0	0,620	0,550	0,457
<i>PG</i>	FGT1	0,327	0,261	0,204
<i>SPG</i>	FGT2	0,215	0,156	0,119

Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração dos autores.

Nota: Região Norte excluída.

AS INTER-RELAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO NAS MESORREGIÕES MINEIRAS – 1970-2000

Taiana Fortunato Araújo*

Lízia de Figueirêdo**

Márcio Antônio Salvato***

Investigam-se as inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas 12 mesorregiões mineiras, no período 1970-2000, utilizando-se os dados dos censos demográficos. Por meio da Decomposição de Shapley, verifica-se que a variação da renda média foi o fator majoritariamente responsável pela variação da proporção de pobres e de extremamente pobres. Observa-se que os resultados das decomposições são sensíveis ao indicador de pobreza (Hiato de Pobreza e Severidade da Pobreza). Contudo, a melhora ou a piora na concentração da renda continua relativamente menos importante na explicação da variação da pobreza nas mesorregiões historicamente mais pobres e de menor renda média em relação às mesorregiões da parte sul do estado. Examina-se ainda a qualidade do crescimento econômico mineiro, através do índice de Kakwani e Pernia (2000). Na década de 1970, o crescimento foi estritamente pró-pobre em Minas Gerais e em todas as mesorregiões e, na década de 1980, a recessão foi pró-rico. Na década de 1990, o crescimento afetou os pobres de maneira diversa entre as mesorregiões, sendo menos pró-pobre do que no período do Milagre. Para a extrema pobreza, foi empobrecedor.

1 INTRODUÇÃO

Apresentando uma participação média histórica no produto interno bruto (PIB) nacional de aproximadamente 10%, Minas Gerais compete com o Estado do Rio de Janeiro pela segunda posição em importância econômica, atrás de São Paulo (PEROBELLI *et al.*, 1999). Em 2000, o PIB mineiro atingiu R\$ 106.169 bilhões, o que equivale a 9,64% do PIB nacional. No entanto, sobressalta a enorme heterogeneidade do desenvolvimento econômico do estado, sendo 75% do PIB estadual de 1995 produzido em seis das 12 mesorregiões, enquanto outras três (Noroeste, Jequitinhonha e Mucuri) representam apenas 7% do PIB estadual (RESENDE; CUNHA, 2002). Esta grande disparidade é marcante no estado, apresentando áreas ricas, prósperas e com setores produtivos dinâmicos e áreas com economia de subsistência e de extrema pobreza.

O padrão espacial da pobreza e da renda é heterogêneo e parece se perpetuar ao longo das décadas. Historicamente, as mesorregiões Norte de Minas, Vale do Mucuri e Jequitinhonha concentram os bolsões crônicos de pobreza. Ademais,

* Analista Executivo em Metrologia e Qualidade do Instituto Nacional de Metrologia, Normalização e Qualidade Industrial (Inmetro).

** Professora adjunta do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

*** Professor Adjunto do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais de Minas Gerais (Ibmc Minas).

Minas Gerais apresenta a maior desigualdade de renda entre os estados das regiões Sul e Sudeste, sendo a concentração da renda elevada tanto nas mesorregiões pobres quanto nas mais ricas (PRATES, 1996; SIMÃO, 2004; SANTOS, 2002).

Neste contexto, investigar como a pobreza nas díspares mesorregiões mineiras responde ao crescimento e à distribuição da renda pode gerar informações valiosas aos proponentes de políticas públicas, já que permite a avaliação da efetividade de políticas redistributivas e/ou de crescimento da renda na redução da pobreza. Além disso, como a natureza da pobreza varia de mesorregião para mesorregião, as prioridades podem não ser necessariamente as mesmas e, assim, as estratégias de combate à pobreza podem ser distintas. Desse modo, o presente artigo tem como objetivo analisar as inter-relações entre a pobreza, a desigualdade e o crescimento nas mesorregiões mineiras, nos anos censitários de 1970, 1980, 1991 e 2000. Em específico, investigar como a pobreza se comportou em face do crescimento econômico mineiro (acima da média nacional, desde os anos 1970) e da (des) concentração da renda, isto é, como a pobreza responde a seus macrodeterminantes imediatos, crescimento e desigualdade de renda, através da Decomposição Temporal de Shapley. Examina-se também a qualidade do crescimento econômico mineiro, se tem sido ou não pró-pobre, por meio do índice de Kakwani e Pernia (2000), medida síntese da decomposição contrafactual.

Verificou-se que o padrão espacial da pobreza é heterogêneo e aparenta se perpetuar ao longo das décadas, mesmo com a sensível melhora nos indicadores de pobreza de 1970 a 2000. Para todo o período, a contribuição da variação da renda média foi fator majoritariamente responsável pela queda da proporção de pobres e extremamente pobres, na primeira e na última década, e pelo aumento na década intermediária. No período do Milagre Econômico, o crescimento foi estritamente pró-pobre em Minas Gerais e em todas as mesorregiões. Contudo, o crescimento foi mais estritamente pró-pobre nas mesorregiões mais ricas, o que pode ter contribuído para a perpetuação da desigualdade regional na distribuição mesorregional da pobreza nas décadas posteriores. Na década de 1980, a recessão foi pró-rico, já a retomada do crescimento, na década de 1990, afetou os pobres de maneira diversa entre as mesorregiões, sendo menos pró-pobre do que no período do Milagre Econômico. Para a extrema pobreza, foi até mesmo empobrecedor.

Além dessa introdução, este trabalho segue na segunda seção discutindo a literatura teórica e empírica de como a pobreza é afetada pelo crescimento econômico e processos de redistribuição de renda. Na terceira seção apresentam-se as metodologias de decomposição de Shapley da variação da pobreza e de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000). Na seção 4 apresentam-se os resultados a partir dos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000 para Minas Gerais. Por fim, as principais conclusões são tecidas na seção 5.

2 COMO CRESCIMENTO E REDISTRIBUIÇÃO AFETAM A POBREZA?

A pobreza responde a dois macrodeterminantes imediatos: a escassez de recursos agregados e a má distribuição dos recursos existentes. O crescimento seria mais importante para os países/regiões mais pobres, nos quais a redistribuição teria pouco impacto sobre a pobreza. Já a melhora na concentração da renda seria mais importante nos países/regiões mais ricas e desiguais (BOURGUIGNON, 2002; TOCHETTO *et al.*, 2004).

Técnicas de decomposição/microsimulação contrafactual e de abordagem do crescimento pró-pobre são normalmente empregadas na investigação empírica destes macrodeterminantes da pobreza. Em especial, a técnica de decomposição da variação da pobreza tem sido usada desde os trabalhos pioneiros de Kakwani e Subbaro (1990), Jain e Tedulkar (1990), Huppi e Ravallion (1991) e Datt e Ravallion (1992). Essa técnica consiste basicamente na mensuração dos componentes crescimento e desigualdade da variação do nível de pobreza. O componente crescimento sintetiza o impacto sobre a pobreza do aumento (ou redução) da renda média, mantendo-se a desigualdade constante. O componente redistribuição mostra o efeito na pobreza de uma mudança distributiva, na ausência de qualquer alteração na renda média, isto é, a decomposição gera dois componentes contrafactuais, que isolam os impactos dos macrodeterminantes imediatos da pobreza. Esta decomposição pode ser temporal (para uma mesma unidade de análise em dois pontos do tempo) ou espacial (entre duas unidades seccionais). Da decomposição básica, em dois componentes, derivam-se várias extensões, como a decomposição da pobreza em renda nominal, variação nos preços e desigualdade (ver MAZUMDAR; SON, 2003).

Em geral, na literatura internacional, os exercícios de decomposição da variação da pobreza mostram que a variação na pobreza é explicada majoritariamente pelo componente crescimento (renda média). Contudo, quando se utilizam medidas de pobreza mais sensíveis à distribuição de renda entre os pobres (como o hiato e a severidade da pobreza), o peso do componente crescimento se reduz em detrimento do componente redistribuição (KAKWANI, 1997; MAZUMDAR; SON, 2003; CHEN; WANG, 2001; DHONGDE, 2004; ZHANG; WAN, 2005).

No que concerne à literatura nacional, microsimulações contrafactuais dos impactos do crescimento econômico e de reduções na desigualdade sobre o grau de pobreza no Brasil são realizadas por Barros e Mendonça (1997), que concluem ser o impacto da redução da concentração de renda sobre a pobreza significativamente superior ao impacto do crescimento econômico. Este diagnóstico é corroborado por simulações posteriores de Barros, Henriques e Mendonça (2000a) que sugerem a relevância da má distribuição dos recursos ao mostrar que a pobreza no Brasil não

pode ser associada à escassez. Para o período recente, Barros *et al.* (2006a) constatam que toda a contração verificada na pobreza e na extrema pobreza, entre 2001 e 2004, é consequência da redução da desigualdade de renda. Contudo, apesar de as simulações realizadas por Barros, Henriques e Mendonça (2000), Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2006) sugerirem que a pobreza é mais sensível a alterações na desigualdade de renda do que no crescimento econômico, este foi o principal responsável pela redução na pobreza no período 1977-1997, tal como apontado por Barros, Henriques e Mendonça (2000), ao decompor a variação na pobreza entre os demais anos e o de 1997.

Com relação ao comportamento da pobreza estadual, Marinho e Soares (2003) replicam o exercício de decomposição de Datt e Ravallion (1992) para 26 estados brasileiros, com dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1985 a 1999. Na quase totalidade deles, o componente crescimento se sobrepõe ao desigualdade. Ferreira, Leite e Litchfield (2006) também aplicam a decomposição de Datt e Ravallion (1992), com dados da Pnad, para o período de 1981 a 2004. No subperíodo 1981-1993, a pobreza se amplia devido à retração econômica e piora na concentração de renda, sendo o componente desigualdade a força dominante. Este resultado é robusto à alteração da linha ou medida de pobreza utilizada. Num segundo período, 1993-2004, a queda na pobreza é explicada pela queda na desigualdade acompanhada de crescimento da renda, sendo este último componente agora o dominante.

Parece ser consenso, na literatura recente, que o crescimento econômico é o componente crucial para a redução da pobreza (CHEN; WANG, 2001; FIELDS, 2001; AMANN *et al.*, 2006). Contudo, este efeito do crescimento econômico é contexto-dependente. Sendo a desigualdade de renda uma importante característica contextual, esta pode ter influência no comportamento da pobreza e também, de maneira indireta, na capacidade do crescimento em afetar a pobreza. Todavia, os exercícios estáticos de decomposição não nos permitem verificar se há este duplo efeito da desigualdade, a despeito do importante valor informativo acerca do comportamento dos macrodeterminantes da pobreza. Desse modo, prosseguiremos, investigando a relação crescimento-pobreza a partir da abordagem do crescimento pró-pobre.

Uma abordagem mais simplista considera como pró-pobre o crescimento capaz de reduzir a pobreza, independente do nível de desigualdade. Assim, somente se a renda dos considerados pobres estagnar ou se reduzir um episódio de crescimento não será considerado pró-pobre (RAVALLION; CHEN, 2003). Uma economia com crescimento da renda média total de 30% e de 1% para a renda média dos pobres, em um determinado período, seria considerada pró-pobre, apesar da evidente desproporção destas taxas (BARRETO, 2005).

Outra definição seria que o crescimento é pró-pobre se a renda dos pobres crescer proporcionalmente mais do que a dos não-pobres, o que implica concomitante redução da desigualdade de renda relativa. Uma recessão seria pró-pobre se os pobres perderem menos proporcionalmente aos não-pobres, isto é, se a redução da renda for acompanhada por uma melhora distributiva em favor dos menos favorecidos (RAVALLION, 2004). Assim, este conceito caracteriza apenas parte dos episódios de crescimento denominados pró-pobres a partir do primeiro. O rápido crescimento chinês do período 1980-1990 não seria considerado pró-pobre, mesmo tendo sido acompanhado de dramática redução na incidência de pobreza, pois os pobres ganharam relativamente menos em comparação com os não pobres (KRAAY, 2004).

Tochetto *et al.* (2004) investigam a qualidade do crescimento econômico brasileiro, na abordagem de crescimento pró-pobre, para os diferentes estados brasileiros, nas décadas de 1980 e 1990, tal como Ravallion e Datt (2002). Nota-se uma enorme heterogeneidade das elasticidades calculadas. Para Minas Gerais, a elasticidade crescimento-pobreza encontrada é 1,34, o que indica um crescimento empobrecedor (*immiserizing growth*) para a primeira definição de crescimento pró-pobre. Estimando-se a curva de Son (2ª definição), o crescimento é pró-pobre nos anos 1990 e a recessão, pró-rico nos anos 1980.

Resende (2006) replica os exercícios de Silveira Neto (2005) para municípios e macrorregiões mineiras, a partir dos dados dos Censos de 1991 e 2000 (IBGE, 2000). As elasticidades pobreza-crescimento, sem considerar as diferenças intra-estaduais, mostram que 1% de crescimento da renda domiciliar *per capita* (*rdpc*), entre 1991 e 2000, está associado a uma redução de 1,77% no número de indigentes e de 0,66% no de pobres. Tochetto *et al.* (2004), ao contrário, encontram uma elasticidade positiva para Minas Gerais. Quando se permite que o intercepto e as elasticidades possam variar entre as dez macrorregiões do estado, as elasticidades para os indigentes, estimadas por Resende (2006), são negativas e significativas, com exceção da macrorregião do Triângulo Mineiro. A menor elasticidade refere-se à Zona da Mata (-0,4%) e a maior à macrorregião Sul (-1,786%). Jequitinhonha/Mucuri e Norte apresentam elasticidades baixas, respectivamente -0,667% e -0,676%, quando comparadas com o Sul de Minas. Quanto à pobreza, todas as elasticidades apresentam valores mais altos para as macrorregiões ricas, Alto Paranaíba (-1,080%) e Sul de Minas (-0,953%).

Percebe-se que, no geral, as elasticidades da pobreza e da indigência em relação ao crescimento são mais baixas para as macrorregiões mais pobres do estado e as elasticidades pobreza-crescimento são de menor magnitude em comparação com as estimações para a linha de indigência. Estes resultados alinham-se com os de Silveira Neto (2005) que também encontram elasticidades menores para a

região Nordeste, em comparação com o resto do país e também com os de Manso, Barreto e Tebaldi (2006), pois as elasticidades estimadas são maiores para a extrema pobreza. Resende (2006) estima também a curva de Son. Nenhuma macrorregião apresentou crescimento pró-pobre no sentido de Son, com as macrorregiões Central, Noroeste de Minas, Rio Doce, Sul de Minas e Triângulo Mineiro incorrendo em crescimento não pró-pobre, ou seja, o crescimento reduz a pobreza, mas é acompanhado de aumento da desigualdade. Na primeira definição do termo, contudo, se verificaria crescimento pró-pobre. As demais macrorregiões apresentaram resultados inconclusivos.

No entanto, quando se traçam as curvas de Son para os municípios, têm-se casos de crescimento pró-pobre em 23,8% dos casos, sendo em 4,1% dos casos o crescimento empobrecedor, em 25,3% não pró-pobre e em 46,8% inconclusivos. Entre as macrorregiões, a Alto Paranaíba e a Centro-Oeste de Minas foram as que apresentaram as maiores porcentagens de municípios com crescimento pró-pobre, cerca de 48% dos municípios. A região Norte, em contraste, apresentou apenas um município com crescimento pró-pobre e também a maior porcentagem de municípios com crescimento empobrecedor (22,5% dos municípios desta região). Portanto, verifica-se a existência de diferentes padrões de crescimento em Minas Gerais, com as macrorregiões Norte de Minas e Jequitinhonha/Mucuri apresentando padrões semelhantes aos da região Nordeste do Brasil, com menores elasticidades pobreza-crescimento e pior qualidade do crescimento.

3 METODOLOGIA

3.1 Variáveis

Utilizam-se, como fonte de dados primários, os censos demográficos brasileiros do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A construção do banco de dados a partir dos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000 (IBGE, 2000) disponibiliza um horizonte temporal de análise de 30 anos e é feita pela compatibilização de Chein (2006) da malha municipal dos quatro censos, definindo-se unidades territoriais básicas. A partir desta compatibilização, agregaram-se as unidades territoriais básicas geradas dos quatro anos nas 12 mesorregiões prevaletentes à época do último censo, do ano de 2000.

A variável básica de análise é a *rdpc*, pois se considera que moradores do domicílio socializam a renda total, composta pela renda de todos os indivíduos corresidentes. A *rdpc* foi construída, para cada um dos quatro anos em estudo, a partir da soma de todas as fontes de rendimentos recebidas pelos indivíduos pertencentes aos domicílios particulares permanentes e posterior divisão pelo número de moradores. Utilizou-se o deflator para rendimentos dos censos

demográficos de Corseuil e Foguel (2002), sendo as *rdpcs* expressas em valores reais de agosto de 2000.^{1,2}

A definição de pobreza abordada refere-se à perspectiva simplificadora de insuficiência de renda. Então, uma família ou indivíduo é considerado pobre se sua renda for menor ou igual a uma estipulada linha de pobreza (z). Optou-se pela utilização de linhas de pobreza e de extrema pobreza absolutas múltiplas do salário mínimo, tal como Hoffmann (2000, 2005), Simão (2004), Barros e Mendonça (1997) e Barros, Henriques e Mendonça (2000). A linha de pobreza absoluta foi fixada em meio salário mínimo de 2000 e a de extrema pobreza em um quarto, sendo respectivamente R\$ 75,50 e R\$ 37,75. Estas linhas são também utilizadas na delimitação da pobreza e extrema pobreza nos demais anos em estudo.

Definida a linha de pobreza, utilizou-se a família de índices Foster, Greer e Thorbecke (FGT) de 1984, P_0 , P_1 e P_2 , de modo a mensurar os vários aspectos da pobreza tais como a proporção e a intensidade. A desigualdade de renda investigada refere-se à noção relativa e é mensurada através do índice de Gini e de T-Theil.

3.2 Decomposição temporal de Shapley da variação da pobreza

A distribuição de renda em cada mesorregião mineira, $X_i = (x_{1i}, \dots, x_{ni})$ com $i = 1, \dots, 12$, pode ser completamente determinada pela renda média (μ_i) e pela curva de Lorenz (L_i). Como as medidas de pobreza, $P_{\alpha i}$, com $\alpha = 0, 1, 2$, são características da porção inferior da distribuição de renda das mesorregiões, estas são expressas como função da distribuição (X_i) e também das linhas de pobreza adotadas (z), isto é, $P_{\alpha i} = g^*(\mu_i, L_i, z)$. Desse modo, qualquer variação na pobreza é decorrente de mudanças em μ_i , L_i ou z (BARROS *et al.*, 2005). Então, questiona-se quanto da variação da pobreza intertemporal (1970 a 2000) de cada mesorregião se deve à variação da *rdpc* média (μ_i) e quanto resulta do processo de redistribuição ou concentração de renda intramesorregional (L_i).

A decomposição aqui utilizada foi proposta por Shorrocks (1999), cuja vantagem com respeito às muitas outras (DATT; RAVALLION, 1992; KAKWANI; SUBBARO, 1990; KAKWANI, 1997; JAIN; TEDULKAR, 1990) é a aplicabilidade em qualquer análise distributiva, seja qual for o número e tipo de fatores

1. Investigou-se a existência de informações não declaradas nas variáveis de renda que compõem a *rdpc* dos quatro censos. Para o Censo de 1970, 40,71% das observações de rendimento médio mensal são classificadas como *missing* na base de dados original. Entretanto, desses 40,71% apenas 6,38% são referentes a pessoas ocupadas. Os 34,33% restantes provêm dos desocupados e das pessoas não economicamente ativas. Imputamos as rendas dos ocupados (6,38%), pois possivelmente estas pessoas têm rendimento positivo, mas não declararam. O percentual restante de *missing* foi considerado zero no cálculo do rendimento domiciliar *per capita*. Para os Censos de 1980 e 1991, as informações de renda não declaradas são desprezíveis (menos de 1% para todos os quesitos de renda) e, por isso, foram descartadas da amostra. O Censo de 2000 não contém *missing* nos sete quesitos de renda.

2. A imputação consiste na geração de uma semente aleatória a partir da qual são aplicadas aleatoriamente as informações *missing* com rendas do grupo de pessoas ocupadas em cada mesorregião. Este método preserva a média de renda original de cada grupo e foi feita através do *ado imput_value* do Stata 9.

determinantes considerados. Assim, partindo-se da identidade $P = g^*(\mu, L, z)$, fixando-se a linha de pobreza e, dados dois pontos no tempo t ($t = 1, 2$), como 1970 e 2000, mensura-se o impacto da variação da renda média (crescimento) e da concentração (ou redistribuição) de renda na variação da pobreza, $\Delta P = P_2 - P_1$, calculando-se os impactos marginais de cada componente, mantém-se tudo mais constante. Sendo o crescimento dado por $G(1, 2) = \frac{\mu_2}{\mu_1} - 1$ e a redistribuição por $R(1, 2) = L_2 - L_1$, a questão-chave é a identificação das contribuições do fator crescimento (G), C_G^S , e do fator redistribuição (R), C_R^S , na decomposição da pobreza (SHORROCKS, 1999):

$$\Delta P = P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) = P(\mu_1(1 + G), L_1 + R) - P(\mu_1, L_1) = F(G, R) \quad (1)$$

A solução da “decomposição de shapley” é:

$$\begin{aligned} C_G^S &= \frac{1}{2}[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_2) + P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)] \\ C_R^S &= \frac{1}{2}[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_2, L_1) + P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1)] \end{aligned} \quad (2)$$

Em C_G^S são atribuídos os efeitos sobre a pobreza decorrentes da mudança de renda média de μ_1 para μ_2 mantendo-se a curva de Lorenz constante ora em L_1 , ora em L_2 . E, em C_R^S , são atribuídas as variações na curva de Lorenz de L_1 para L_2 , mantendo-se a renda média no seu valor inicial, μ_1 , e no valor final, μ_2 . Então, a média das duas sequências possíveis gera as contribuições dos componentes crescimento e desigualdade para a variação da pobreza.

Contudo, esta técnica aplica-se à decomposição de apenas um intervalo de tempo (período), como 1970-2000, decomposição bilateral. A viabilidade da decomposição multiperíodo (1970-1980, 1980-1991, 1991-2000) é decorrente da adoção, na decomposição bilateral, de medidas de pobreza decomponíveis, “Família FGT”, o que torna o efeito total na pobreza transitivo e, em última instância, o dos componentes responsáveis pela variação total. Da propriedade da transitividade tem-se que:

$$\begin{aligned} \Delta P_{ij} &= \Delta P_{1970-2000} = \Delta P_{1970-1980} + \Delta P_{1980-1991} + \Delta P_{1991-2000} \\ C_{G,ij}^S &= C_{G,1970-2000}^S = C_{G,1970-1980}^S + C_{G,1980-1991}^S + C_{G,1991-2000}^S \\ C_{R,ij}^S &= C_{R,1970-2000}^S = C_{R,1970-1980}^S + C_{R,1980-1991}^S + C_{R,1991-2000}^S \end{aligned} \quad (3)$$

sendo i e j os anos inicial e final da série 1970 e 2000. Como propõe Kakwani (1997), as contribuições multiperíodo dos componentes crescimento e redistribuição para a variação total na pobreza são computadas como a média de todas as combinações possíveis de partições temporais ($k = 1, 2, \dots, n = 1970, 1980, 1991, 2000$) do período total (i, j), sendo sempre i o ano inicial e j o ano final do período a ser particionado, isto é, a contribuição total de um componente ($C_{i,j}^S$) pode ser obtida por quatro combinações de partições de subperíodo. Para o caso de $i = 1970$ e $j = 2000$ tem-se:

$$\begin{aligned} C_{1970-2000}^S &= C_{1970-1970}^S + C_{1970-2000}^S \\ C_{1970-2000}^S &= C_{1970-1980}^S + C_{1980-2000}^S \\ C_{1970-2000}^S &= C_{1970-1991}^S + C_{1991-2000}^S \\ C_{1970-2000}^S &= C_{1970-2000}^S + C_{2000-2000}^S \end{aligned} \quad (4)$$

Então, os componentes crescimento e redistribuição, para o período 1970-2000, são calculados a partir da média das combinações dos componentes bilaterais calculados conforme a equação:

$$\begin{aligned} C_{ij}^{S*} &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (C_{ik}^S + C_{kj}^S) \\ C_{1970-2000}^{S*} &= \frac{1}{4} (C_{1970-1970}^S + C_{1970-2000}^S + C_{1970-1980}^S + C_{1980-2000}^S + \\ &\quad + C_{1970-1991}^S + C_{1991-2000}^S + C_{1970-2000}^S + C_{2000-2000}^S) \end{aligned} \quad (5)$$

com o * identificando que o componente é calculado pelo método multiperíodo. Como $C_{1970-1970}^S = C_{1980-1980}^S = C_{1991-1991}^S = C_{2000-2000}^S = 0$, a equação (5) pode ser simplificada:

$$C_{1970-2000}^{S*} = \frac{1}{4} (2C_{1970-2000}^S + C_{1970-1980}^S + C_{1980-2000}^S + C_{1970-1991}^S + C_{1991-2000}^S) \quad (6)$$

De maneira análoga, calculam-se os componentes para os demais subperíodos intermediários (1970-1980, 1970-1991, 1980-1991, 1980-2000 e 1991-2000) a partir dos cálculos bilaterais (ver ARAÚJO, 2007).

3.3 Crescimento pró-pobre: o índice de Kakwani e Pernia (2000)

Considerando pró-pobre o crescimento redutor da pobreza que vem acompanhado por uma queda de desigualdade de renda relativa, ou seja, quando o *gap* de renda

entre pobres e não pobres se fecha, calcula-se o índice de crescimento pró-pobre proposto por Kakwani e Pernia (2000). Este índice é derivado da decomposição de Shapley e, para calculá-lo, a variação na pobreza e os componentes crescimento e redistribuição são computados de maneira proporcional e não absoluta, como anteriormente. Dessa maneira tem-se:

$$\Delta P^\gamma = \ln P(\mu_2, L_2) - \ln P(\mu_1, L_1) \quad (7)$$

em que γ identifica que a variação na pobreza é proporcional. Os componentes redistribuição e crescimento bilaterais são obtidos da linearização da equação (2), e de maneira análoga têm-se os mesmos componentes para o caso multiperíodo. Agora, o componente crescimento representa a mudança proporcional da pobreza em decorrência da mudança na renda média, mantendo-se a curva de Lorenz constante. E o componente redistribuição, a mudança proporcional da medida de pobreza quando a curva de Lorenz se altera e a renda média se mantém constante. Supondo-se uma taxa de crescimento positiva da *rdpc* ($g_{1,2}$), a elasticidade da pobreza é definida como:

$$\eta = \frac{\Delta P^\gamma}{g_{1,2}} \quad (8)$$

A partir da propriedade da aditividade, temos que a mudança proporcional total na pobreza (η) quando há um crescimento na renda de 1% é a soma da mudança proporcional na pobreza ocasionada pelo componente crescimento (η_G) com a mudança decorrente do componente redistribuição (η_R):

$$\eta = \eta_G + \eta_R = \frac{C_G^{S\gamma}}{g_{1,2}} + \frac{C_R^{S\gamma}}{g_{1,2}} \quad (9)$$

A elasticidade renda-pobreza é dada por um efeito renda do crescimento e por um efeito desigualdade. Se há crescimento da renda *per capita* média entre dois pontos no tempo t ($t = 1,2$), como 1970 e 2000, o efeito renda do crescimento na pobreza (η_G) será sempre negativo, indicando uma queda na pobreza. Já se houver também uma piora na desigualdade de renda, o efeito desigualdade (η_R) será positivo, indicando que o crescimento é pró-rico, pois os ricos se beneficiariam proporcionalmente mais do episódio de crescimento. O crescimento é pró-pobre quando leva a

uma redistribuição em favor dos classificados como pobres, o que se traduz em um η_R negativo. Assim, o índice de crescimento pró-pobre pode ser definido como:

$$\phi = \frac{\eta}{\eta_G} \quad (10)$$

Se $\phi > 1$ o crescimento é estritamente pró-pobre, na taxonomia de Kakwani e Pernia (2000), acontecendo quando $\eta_R < 0$. Mas se há crescimento da renda com $\eta_R > 0$, temos crescimento não estritamente pró-pobre, pois embora a pobreza tenha se reduzido esta foi acompanhada por uma piora na desigualdade de renda, sendo $0 < \phi < 1$. Este caso pode caracterizar um episódio de crescimento *trickle-down*. Por fim, um crescimento empobrecedor (*immiserizing growth*) é representado por $\phi < 1$. Já uma recessão pode ser considerada pró-pobre quando a taxa de crescimento negativa resultar em uma piora na incidência da pobreza proporcionalmente menor ao aumento proporcional da pobreza decorrente do componente crescimento (neste caso recessão), ou seja, quando a recessão levar a um processo redistributivo em prol dos indivíduos na cauda inferior da distribuição de renda. Assim, no caso de recessão, o índice pró-pobre será calculado por $\phi = \frac{\eta_G}{\eta}$. Quando $\phi > 1$, a recessão é pró-pobre e pró-rico se $\phi < 1$.

4 RESULTADOS

Nos 30 anos em estudo (1970-2000) a *rdpc* média real do Estado de Minas Gerais, doravante renda média, apresentou crescimento de 109,43%, ou 3,65% ao ano (a.a.), passando de R\$ 92,54, em 1970, para R\$ 276,44, em 2000 (ver tabela 1). Mas este crescimento não foi contínuo ao longo das décadas, acompanhando a conjuntura macroeconômica nacional. Ademais, a renda média apresentou padrão espacial intraestadual heterogêneo e padrões de crescimento destoantes do comportamento médio do estado.

Durante a década de 1970, no Milagre Econômico, a renda real média dos brasileiros aumentou 80%, como mostra Rocha (2006), enquanto em Minas Gerais a renda média ampliou-se em 85,66%. Já durante a década perdida, 1980, acompanhando o cenário nacional de estagnação da renda *per capita*, baixas taxas de crescimento do produto e espiral inflacionária, a renda média mineira experimentou uma contração de 12,59%. Com a estabilização nos anos 1990, a renda média mineira retomou uma trajetória tímida de crescimento, 36,36% na década.

Observando-se o índice de Gini, percebe-se que, de 1970 a 2000, a desigualdade de renda de Minas Gerais se manteve praticamente constante. Todavia, o desempenho decenal revela uma melhora de 6,22%, de 1970 a 1980, a despeito da piora na concentração de renda brasileira, também medida pelo índice de Gini,

verificada por Bonelli e Ramos (1993), para o mesmo período. Esta redução foi contraposta pelo acirramento na década seguinte, de 1980, com o aumento do Gini. A “estabilidade inaceitável” da desigualdade de renda brasileira nos anos 1990 também se verifica para o caso do comportamento médio mineiro, pois o índice de Gini de 2000 continuou no patamar de 0,61. Medindo a desigualdade pelo índice de T-Theil, o comportamento da desigualdade é um tanto diverso. Tal diferença reside no fato do T-Theil dar mais peso à cauda inferior da distribuição de renda, em comparação com o Gini (HOFFMANN, 1998). Ao contrário do índice de Gini, ao longo das décadas, o T-Theil mineiro apresentou crescimento contínuo, passando de 0,66, em 1970, para 0,82, em 2000. Para a evolução das mesorregiões, ver tabela 1.

TABELA 1
Renda domiciliar *per capita* média, Gini e T-Theil, por mesorregião – 1970-2000
(Em R\$ de agosto de 2000)

Mesorregião	1970			1980			1991			2000		
	Média	Gini	T-Theil	Média	Gini	T-Theil	Média	Gini	T-Theil	Média	Gini	T-Theil
Noroeste de Minas	62,71	0,55	0,48	178,93	0,58	0,75	135,45	0,57	0,75	229,60	0,64	1,19
Norte de Minas	56,49	0,58	0,61	117,29	0,55	0,69	96,59	0,59	0,80	133,03	0,63	0,81
Jequitinhonha	49,87	0,60	0,70	93,61	0,54	0,73	80,94	0,57	0,77	113,97	0,62	0,83
Vale do Mucuri	55,83	0,61	0,64	122,51	0,59	0,78	106,24	0,61	0,82	152,42	0,64	0,87
T. Mineiro/A. Paranaíba	102,44	0,60	0,60	250,90	0,55	0,66	232,43	0,55	0,65	330,85	0,58	0,76
Central Mineira	79,31	0,56	0,50	187,65	0,55	0,66	150,74	0,57	0,73	226,79	0,57	0,77
Metrop. de Belo Horizonte	148,01	0,61	0,59	316,09	0,56	0,63	270,06	0,61	0,76	355,32	0,62	0,81
Vale do Rio Doce	61,84	0,61	0,59	163,95	0,58	0,72	138,37	0,60	0,77	210,54	0,61	0,79
Oeste de Minas	77,54	0,59	0,57	192,73	0,54	0,64	168,01	0,54	0,63	269,34	0,55	0,76
Sul/Sudoeste de Minas	93,28	0,58	0,56	215,28	0,55	0,70	193,35	0,57	0,70	291,10	0,57	0,72
Campo das Vertentes	88,51	0,61	0,62	195,56	0,56	0,66	156,95	0,58	0,75	237,91	0,58	0,68
Zona da Mata	86,35	0,61	0,65	190,29	0,57	0,68	168,05	0,61	0,79	255,12	0,59	0,74
Minas Gerais	92,54	0,62	0,66	217,95	0,58	0,72	192,17	0,61	0,80	276,44	0,61	0,82

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Nota: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Em 1970, a proporção de pobres (P_0) é bastante elevada em todo o estado, mas, assim como a renda média, apresenta padrão espacial heterogêneo. As maiores taxas são as das mesorregiões ao norte do estado, Norte de Minas (79,89%), Noroeste de Minas (74,13%), Jequitinhonha (84,27%), Vale do Mucuri (80,58%) e Vale do Rio Doce (76,55%). A Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) apresenta a menor proporção de pobres, 48,82%. Utilizando as medidas hiato de pobreza (P_1) e severidade da pobreza (P_2), sensíveis não só à extensão, mas também à intensidade da pobreza (ou extrema pobreza), no caso de P_2 , e à desigualdade de renda entre os pobres, as mesorregiões da porção norte continuam apresentando as maiores taxas (ver tabela 2).

TABELA 2

Medidas de pobreza absoluta para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião – 1970-2000

Mesorregião	Ano	Pobreza			Extrema pobreza		
		P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
Noroeste de Minas	1970	74,13	44,57	33,04	46,71	26,92	20,67
	1980	40,24	16,27	8,90	13,09	4,83	2,75
	1991	52,80	23,35	13,34	23,45	7,78	3,88
	2000	34,00	15,80	10,53	13,64	7,62	6,09
Norte de Minas	1970	79,89	49,82	37,34	53,53	30,81	23,24
	1980	56,58	25,35	14,43	23,60	8,27	4,19
	1991	68,94	36,29	23,08	39,68	15,98	8,63
	2000	55,39	30,43	21,59	30,38	16,73	12,73
Jequitinhonha	1970	84,27	55,15	42,23	60,68	35,60	26,86
	1980	66,59	32,34	19,40	32,86	12,17	6,30
	1991	73,19	40,00	26,19	44,66	18,92	10,54
	2000	60,63	33,06	23,01	33,52	17,51	12,72
Vale do Mucuri	1970	80,58	52,59	40,42	57,45	34,22	26,06
	1980	59,06	28,16	16,75	27,74	10,36	5,43
	1991	67,46	35,71	22,81	39,40	15,91	8,59
	2000	52,67	27,50	18,43	27,17	13,47	9,38
Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba	1970	60,10	35,56	26,79	35,64	22,12	18,00
	1980	22,36	7,58	3,75	4,89	1,75	1,06
	1991	26,75	9,75	4,98	7,72	2,40	1,23
	2000	15,73	6,04	3,76	4,39	2,58	2,16
Central Mineira	1970	65,66	38,58	28,82	38,66	23,58	19,07
	1980	33,97	12,49	6,33	9,27	2,95	1,58
	1991	47,34	20,10	11,20	18,48	6,26	3,22
	2000	27,69	11,47	6,95	9,07	4,47	3,31
Metropolitana de Belo Horizonte	1970	48,82	28,51	21,58	28,23	17,95	14,84
	1980	19,00	6,89	3,59	5,06	1,85	1,11
	1991	30,28	12,57	7,06	11,57	4,08	2,18
	2000	21,23	9,30	6,02	7,64	4,25	3,41
Vale do Rio Doce	1970	76,55	49,40	38,11	52,88	32,30	25,24
	1980	46,61	20,87	12,10	19,43	7,25	3,93
	1991	54,59	26,99	16,69	28,37	11,12	6,00
	2000	37,53	18,10	11,86	16,69	8,36	6,20
Oeste de Minas	1970	68,82	41,97	31,70	43,50	26,28	20,78
	1980	32,27	11,63	5,83	8,64	2,68	1,36
	1991	39,15	15,76	8,59	13,95	4,69	2,40
	2000	17,64	6,59	3,87	4,69	2,42	1,91
Sul/Sudoeste de Minas	1970	62,47	36,55	27,13	37,11	22,09	17,55
	1980	29,29	10,50	5,25	7,64	2,41	1,26
	1991	35,88	14,09	7,53	12,31	3,94	1,94
	2000	18,47	6,89	3,98	5,00	2,41	1,85
Campo das Vertentes	1970	65,69	40,45	30,64	42,16	25,45	20,08
	1980	34,79	13,41	6,97	10,88	3,43	1,70
	1991	47,36	20,68	11,76	20,05	6,83	3,44
	2000	28,02	11,66	6,97	9,51	4,35	3,16

(continua)

(continuação)

Mesorregião	Ano	Pobreza			Extrema pobreza		
		P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
Zona da Mata	1970	67,52	41,19	30,98	43,12	25,66	19,91
	1980	38,95	16,15	8,84	14,29	4,82	2,41
	1991	48,61	22,78	13,70	22,98	8,77	4,74
	2000	27,97	12,05	7,43	10,05	4,88	3,59
		1970	65,73	40,22	30,41	41,89	25,28
Minas Gerais	1980	34,33	14,08	7,74	12,09	4,27	2,27
	1991	42,81	19,54	11,58	19,41	7,27	3,88
	2000	27,88	12,88	8,42	11,36	5,99	4,57

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Notas: Medidas calculadas a partir da *rdpc*, linha de pobreza absoluta de R\$ 75,50 e de extrema pobreza de R\$ 37,75.

Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

A pobreza e a extrema pobreza caem de 1970 para 1980 em todas as mesorregiões, para todas as medidas (P_0 , P_1 , e P_2), parecendo acompanhar o grande aumento da renda média deste período do Milagre e a forte queda na pobreza nacional, como mostra Rocha (2006). Para P_0 , 34,33% da população mineira viviam abaixo da linha de pobreza em 1980, sendo 12,09% extremamente pobres. As mesorregiões da porção norte ainda contribuam com as maiores taxas, embora substancialmente inferiores às de 1970. Na década seguinte, de 1980, os indicadores mostram um acirramento da pobreza que pode estar associado à queda da renda média e ao aumento da concentração de renda, acompanhando o cenário macroeconômico adverso. Em 1991, a proporção de pobres (P_0) atinge 42,81% e a de extremamente pobres 19,41%. A conformação espacial da pobreza e da extrema pobreza, a despeito da piora dos indicadores, se mantém com as mesorregiões ao sul apresentando indicadores de pobreza melhores em comparação com os das regiões-problema, bolsões crônicos de pobreza. A última década, 1990, apresenta uma melhora nos níveis de pobreza para os três indicadores. Em 2000, quase 30% da população mineira viviam abaixo desta linha de pobreza e 11,36% da de extrema pobreza.

4.1 Decomposição temporal da variação da pobreza

Em virtude do padrão heterogêneo de distribuição da renda e da pobreza mesorregional, perpetuado ao longo das décadas, e da elevada e persistente desigualdade da renda, decompomos a variação da pobreza de cada mesorregião e de Minas Gerais para todo o período (1970-2000), e para os subperíodos (1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000), de modo a identificar a relevância do crescimento e da redistribuição na explicação do comportamento da pobreza. Nas tabelas 3 e 4, são reportadas as decomposições para a pobreza e extrema pobreza. Estas tabelas mostram os

componentes estimados de maneira bilateral e multilateral para todas as partições, embora nos reportemos, doravante, apenas aos valores do cálculo multilateral, para o período inteiro, 1970-2000, e os subperíodos.

No período 1970-2000, a pobreza mineira, medida por P_0 , reduziu-se 37,85 pontos percentuais (p.p.), sendo o aumento da renda média responsável por esta redução. O componente crescimento ($C_G^S = -39,19$) mais que compensa o efeito adverso da concentração de renda (C_R^S positivo) que na ausência de aumento da renda média teria provocado um aumento na proporção de pobres de 1,34 p.p. (ver tabela 3). Já no Oeste de Minas, a queda em P_0 ($\Delta P = -51,17$) é atribuída não só ao aumento da renda média, responsável por 97% da variação, mas também a uma melhora distributiva, isto é, se não houvesse variação na desigualdade de renda de 1970 para 2000, a queda em P_0 seria de 49,74 p.p. Contudo, a queda observada é ainda maior por também ter ocorrido uma melhora distributiva na mesorregião, responsável por mais 1,44 p.p. desta redução. Também no Triângulo Mineiro, os dois componentes se reforçam.

Para as demais mesorregiões, verifica-se comportamento similar ao da média do estado, com o componente redistribuição se contrapondo ao efeito benéfico do crescimento da minoração da pobreza mesorregional. Este efeito adverso da distribuição de renda é mais acentuado no Noroeste de Minas, que teria sua pobreza (P_0) aumentada em 10,16% na ausência de crescimento. Para as mesorregiões mais pobres, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, o C_R^S contribui mais adversamente em relação às mesorregiões do sul do estado, de maiores rendas médias e menores índices de pobreza. No caso da extrema pobreza, o C_R^S corrobora em um maior número de casos e em maior monta para a redução do indicador P_0 quando comparado ao impacto sobre a pobreza, como pode ser visto nas tabelas 3 e 4. Contudo, no Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, a desigualdade da *rdpc* continua agindo no sentido de aumentar a pobreza, contrapondo-se ao efeito do aumento da renda média.

Daí pode-se inferir que, nas mesorregiões mais pobres, incentivar políticas voltadas ao aumento do nível de renda é extremamente relevante como estratégia de combate à pobreza e à extrema pobreza, pois o crescimento foi o responsável pela queda na proporção de pobres e extremamente pobres, contrapondo-se ao efeito adverso da concentração de renda. Ademais, a adoção conjunta de políticas redistributivas poderia – além do efeito direto da redução da desigualdade, que joga de maneira adversa exatamente nas mesorregiões mais carentes – aumentar a já efetividade do crescimento em reduzir a pobreza e, principalmente, a extrema pobreza.

TABELA 3
Decomposição temporal dos indicadores de pobreza (P_0 , P_1 , P_2) para a renda domiciliar per capita, por mesorregião – 1970-2000

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_0)						Hiato de pobreza (P_1)						Severidade de pobreza (P_2)						
		Bilateral		Multilateral		ΔP_0	Bilateral		Multilateral		ΔP_1	Bilateral		Multilateral		ΔP_2	Bilateral		Multilateral	
		C_g	C_r	C_g	C_r		C_g	C_r	C_g	C_r		C_g	C_r	C_g	C_r		C_g	C_r	C_g	C_r
Nordeste de Minas	1970-1980	-33,89	-40,38	6,49	-40,28	6,39	-28,30	-28,18	-0,12	-28,17	-0,13	-24,15	-20,44	-3,71	-20,51	-3,64				
	1970-1991	-21,33	-28,85	7,52	-27,46	6,13	-21,22	-22,11	0,89	-21,03	-0,19	-19,70	-16,64	-3,06	-15,92	-3,78				
	1970-2000	-40,13	-48,80	8,67	-50,29	10,16	-28,76	-32,12	3,36	-33,21	4,45	-22,52	-22,83	0,32	-23,48	0,97				
	1980-1991	12,56	13,03	-0,47	12,82	-0,26	7,08	7,51	-0,43	7,14	-0,06	4,45	4,84	-0,39	4,60	-0,15				
	1980-2000	-6,24	-10,32	4,08	-10,01	3,77	-0,46	-5,42	4,96	-5,04	4,58	1,63	-3,14	4,78	-2,97	4,61				
	1991-2000	-18,80	-24,00	5,20	-22,83	4,03	-7,54	-12,88	5,34	-12,18	4,64	-2,82	-8,04	5,23	-7,56	4,75				
Norte de Minas	1970-1980	-23,31	-27,44	4,13	-26,46	3,16	-24,46	-22,40	-2,07	-21,79	-2,67	-22,91	-17,41	-5,50	-17,16	-5,75				
	1970-1991	-10,95	-17,55	6,61	-18,11	7,16	-13,53	-16,25	2,73	-15,63	2,10	-14,25	-13,49	-0,77	-12,66	-1,60				
	1970-2000	-24,50	-30,57	6,07	-30,99	6,50	-19,39	-23,39	4,00	-24,62	5,23	-15,74	-18,06	2,32	-19,14	3,40				
	1980-1991	12,36	8,09	4,27	8,36	4,01	10,94	6,34	4,60	6,17	4,78	8,66	4,74	3,92	4,50	4,16				
	1980-2000	-1,19	-5,24	4,05	-4,53	3,34	5,07	-3,61	8,68	-2,83	7,90	7,17	-2,47	9,64	-1,98	9,15				
	1991-2000	-13,55	-12,60	-0,95	-12,89	-0,67	-5,87	-9,44	3,58	-8,99	3,13	-1,49	-7,07	5,58	-6,48	4,99				
Jequitinhonha	1970-1980	-17,69	-20,61	2,92	-20,18	2,49	-22,81	-19,83	-2,98	-19,21	-3,60	-22,82	-16,48	-6,35	-16,07	-6,76				
	1970-1991	-11,08	-14,25	3,17	-14,46	3,38	-15,15	-14,86	-0,30	-14,41	-0,75	-16,03	-12,83	-3,21	-12,27	-3,77				
	1970-2000	-23,64	-27,42	3,77	-27,64	4,00	-22,09	-23,58	1,49	-24,65	2,56	-19,21	-19,06	-0,15	-20,04	0,82				
	1980-1991	6,61	5,72	0,88	5,72	0,89	7,66	4,94	2,71	4,81	2,85	6,79	3,91	2,87	3,80	2,99				
	1980-2000	-5,96	-7,90	1,94	-7,47	1,51	0,72	-6,19	6,90	-5,44	6,15	3,61	-4,50	8,10	-3,97	7,58				
	1991-2000	-12,56	-12,97	0,41	-13,18	0,62	-6,94	-10,56	3,62	-10,24	3,31	-3,18	-8,21	5,04	-7,77	4,59				
Vale do Mucuri	1970-1980	-21,52	-25,34	3,82	-24,71	3,19	-24,43	-22,93	-1,51	-22,38	-2,06	-23,67	-18,75	-4,91	-18,47	-5,20				
	1970-1991	-13,12	-18,95	5,82	-18,92	5,80	-16,89	-18,55	1,66	-17,94	1,05	-17,61	-15,86	-1,75	-15,13	-2,48				
	1970-2000	-27,91	-32,29	4,38	-32,95	5,04	-25,10	-26,87	1,78	-28,04	2,94	-21,99	-21,49	-0,49	-22,51	0,53				
	1980-1991	8,40	5,73	2,67	5,79	2,61	7,55	4,53	3,02	4,44	3,11	6,06	3,48	2,58	3,34	2,72				
	1980-2000	-6,39	-8,81	2,42	-8,24	1,85	-0,66	-6,30	5,64	-5,66	5,00	1,68	-4,46	6,14	-4,04	5,72				
	1991-2000	-14,79	-14,11	-0,68	-14,03	-0,76	-8,21	-10,62	2,41	-10,10	1,89	-4,38	-7,97	3,60	-7,38	3,01				

(continua)

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_0)						Hiato de pobreza (P_1)						Severidade de pobreza (P_2)					
		Bilateral		Multilateral		ΔP_0	ΔP_1	Bilateral		Multilateral		ΔP_2	Bilateral		Multilateral				
		C_G	C_R	C_G	C_R			C_G	C_R	C_G	C_R		C_G	C_R					
	1970-1980	-37,73	-35,53	-2,20	-35,34	-2,39	-27,98	-19,30	-8,69	-19,26	-8,72	-23,04	-12,24	-10,80	-12,32	-10,72			
	1970-1991	-33,35	-32,41	-0,93	-31,98	-1,37	-25,81	-18,12	-7,69	-18,02	-7,80	-21,80	-11,77	-10,03	-11,68	-10,13			
	1970-2000	-44,37	-42,83	-1,54	-43,46	-0,91	-29,52	-22,54	-6,98	-22,68	-6,84	-23,02	-14,05	-8,97	-14,07	-8,96			
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	1980-1991	4,39	3,17	1,21	3,36	1,02	2,17	1,23	0,94	1,25	0,93	1,24	0,66	0,58	0,65	0,59			
	1980-2000	-6,63	-8,12	1,48	-8,12	1,48	-1,54	-3,44	1,90	-3,42	1,88	0,01	-1,68	1,69	-1,75	1,76			
	1991-2000	-11,02	-12,11	1,09	-11,48	0,46	-3,71	-4,78	1,07	-4,66	0,95	-1,22	-2,47	1,25	-2,39	1,17			
	1970-1980	-31,69	-36,16	4,47	-35,74	4,06	-26,09	-21,82	-4,27	-21,77	-4,33	-22,48	-14,58	-7,91	-14,66	-7,83			
	1970-1991	-18,32	-26,61	8,29	-25,65	7,32	-18,48	-17,38	-1,10	-16,55	-1,93	-17,61	-12,20	-5,42	-11,55	-6,07			
	1970-2000	-37,97	-42,33	4,36	-43,71	5,74	-27,11	-24,32	-2,79	-25,20	-1,91	-21,86	-15,99	-5,87	-16,56	-5,31			
Central Mineira	1980-1991	13,37	10,37	2,99	10,10	3,27	7,61	5,46	2,15	5,22	2,40	4,87	3,31	1,56	3,11	1,76			
	1980-2000	-6,29	-8,66	2,38	-7,97	1,69	-1,02	-3,73	2,72	-3,44	2,42	0,62	-2,02	2,64	-1,90	2,52			
	1991-2000	-19,65	-18,76	-0,89	-18,07	-1,58	-8,63	-9,24	0,61	-8,65	0,03	-4,25	-5,46	1,21	-5,01	0,76			
	1970-1980	-29,82	-25,69	-4,13	-25,60	-4,22	-21,62	-13,09	-8,54	-13,41	-8,21	-17,99	-8,12	-9,87	-8,49	-9,50			
	1970-1991	-18,53	-20,55	2,02	-20,46	1,92	-15,95	-11,69	-4,26	-11,21	-4,74	-14,53	-7,71	-6,81	-7,29	-7,24			
	1970-2000	-27,59	-28,67	1,08	-28,86	1,27	-19,21	-14,87	-4,34	-15,03	-4,19	-15,56	-9,39	-6,17	-9,45	-6,11			
Metropolitana de Belo Horizonte	1980-1991	11,29	5,27	6,01	5,14	6,14	5,68	2,37	3,30	2,20	3,47	3,46	1,38	2,08	1,20	2,26			
	1980-2000	2,23	-3,48	5,71	-3,26	5,49	2,41	-1,46	3,87	-1,61	4,03	2,43	-0,78	3,20	-0,97	3,39			
	1991-2000	-9,05	-8,37	-0,68	-8,40	-0,65	-3,27	-4,12	0,86	-3,21	0,55	-1,03	-2,41	1,37	-2,17	1,13			
	1970-1980	-29,94	-32,72	2,78	-32,68	2,74	-28,53	-25,56	-2,96	-25,86	-3,27	-26,01	-19,91	-6,10	-19,71	-6,30			
	1970-1991	-21,96	-26,63	4,67	-26,11	4,14	-22,41	-21,59	-0,82	-20,89	-1,52	-21,42	-17,27	-4,15	-16,61	-4,81			
	1970-2000	-39,02	-41,39	2,37	-41,96	2,95	-31,30	-29,56	-1,74	-30,56	-0,74	-26,25	-22,22	-4,03	-23,08	-3,17			
Vale do Rio Doce	1980-1991	7,98	6,79	1,18	6,57	1,41	6,12	4,56	1,56	4,37	1,75	4,59	3,25	1,33	3,10	1,49			
	1980-2000	-9,07	-9,55	0,48	-9,29	0,21	-2,77	-5,80	3,02	-5,31	2,53	-0,24	-3,73	3,49	-3,38	3,13			
	1991-2000	-17,05	-16,16	-0,89	-15,86	-1,20	-8,89	-10,18	1,29	-9,67	0,78	-4,83	-6,98	2,15	-6,47	1,65			

(continua)

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_0)						Hiato de pobreza (P_1)						Severidade de pobreza (P_2)					
		Bilateral		Multilateral		ΔP_0	ΔP_1	Bilateral		Multilateral		ΔP_2	Bilateral		Multilateral				
		C_g	C_r	C_g	C_r			C_g	C_r	C_g	C_r		C_g	C_r					
Oeste de Minas	1970-1980	-36,54	-36,71	0,17	-36,47	-0,08	-30,34	-23,13	-7,20	-22,96	-7,37	-25,87	-15,86	-10,00	-15,74	-10,12			
	1970-1991	-29,67	-30,95	1,28	-30,39	0,72	-26,21	-20,23	-5,98	-19,98	-6,23	-23,10	-14,19	-8,91	-13,98	-9,12			
	1970-2000	-51,17	-48,93	-2,24	-49,74	-1,44	-35,38	-27,70	-7,68	-28,13	-7,26	-27,83	-18,04	-9,78	-18,38	-9,45			
	1980-1991	6,88	6,56	0,32	6,08	0,80	4,12	3,04	1,08	2,98	1,14	2,77	1,79	0,98	1,77	1,00			
	1980-2000	-14,63	-13,99	-0,64	-13,27	-1,36	-5,05	-5,40	0,35	-5,17	0,12	-1,96	-2,78	0,82	-2,64	0,68			
1991-2000	-21,50	-19,44	-2,07	-19,35	-2,16	-9,17	-8,34	-0,83	-8,15	-1,02	-4,73	-4,59	-0,13	-4,40	-0,32				
Sul/Sudoeste de Minas	1970-1980	-33,19	-34,41	1,23	-33,55	0,36	-26,05	-19,94	-6,11	-19,78	-6,28	-21,88	-13,12	-8,76	-13,08	-8,80			
	1970-1991	-26,59	-29,13	2,54	-28,90	2,31	-22,46	-17,90	-4,56	-17,60	-4,86	-19,60	-12,14	-7,46	-11,85	-7,75			
	1970-2000	-44,00	-43,78	-0,23	-44,88	0,87	-29,67	-23,77	-5,90	-24,24	-5,43	-23,15	-15,10	-8,05	-15,43	-7,73			
	1980-1991	6,60	4,87	1,73	4,65	1,95	3,59	2,20	1,39	2,18	1,41	2,28	1,27	1,01	1,23	1,05			
	1980-2000	-10,82	-12,42	1,60	-11,33	0,51	-3,61	-4,65	1,03	-4,46	0,84	-1,27	-2,42	1,15	-2,34	1,07			
1991-2000	-17,41	-15,99	-1,42	-15,98	-1,44	-7,21	-6,92	-0,29	-6,64	-0,57	-3,55	-3,82	0,27	-3,57	0,02				
Campo das Vertentes	1970-1980	-30,90	-30,73	-0,17	-30,55	-0,36	-27,04	-19,75	-7,29	-19,75	-7,29	-23,67	-13,77	-9,91	-13,84	-9,84			
	1970-1991	-18,32	-21,54	3,22	-20,89	2,57	-19,77	-15,26	-4,51	-14,60	-5,17	-18,88	-11,11	-7,77	-10,61	-8,27			
	1970-2000	-37,67	-37,45	-0,22	-38,29	0,62	-28,80	-22,73	-6,06	-23,39	-5,41	-23,67	-15,49	-8,18	-15,92	-7,75			
	1980-1991	12,58	9,85	2,73	9,66	2,92	7,27	5,36	1,91	5,15	2,13	4,79	3,39	1,41	3,23	1,57			
	1980-2000	-6,77	-8,12	1,35	-7,74	0,98	-1,75	-3,85	2,10	-3,64	1,89	0,00	-2,18	2,19	-2,09	2,10			
1991-2000	-19,34	-17,86	-1,48	-17,40	-1,95	-9,03	-9,23	0,20	-8,79	-0,24	-4,79	-5,65	0,86	-5,31	0,52				
Zona da Mata	1970-1980	-28,58	-29,61	1,03	-28,82	0,24	-25,05	-19,83	-5,21	-19,68	-5,36	-22,13	-14,35	-7,78	-14,34	-7,79			
	1970-1991	-18,92	-23,66	4,74	-23,60	4,68	-18,41	-17,17	-1,24	-16,70	-1,71	-17,28	-12,95	-4,32	-12,41	-4,87			
	1970-2000	-39,55	-39,74	0,18	-40,59	1,03	-29,14	-24,72	-4,42	-25,34	-3,80	-23,55	-17,16	-6,38	-17,71	-5,83			
	1980-1991	9,66	5,53	4,13	5,22	4,44	6,63	3,04	3,59	2,99	3,65	4,86	2,04	2,81	1,94	2,92			
	1980-2000	-10,98	-12,86	1,88	-11,76	0,78	-4,10	-5,86	1,76	-5,66	1,56	-1,41	-3,48	2,07	-3,37	1,96			
1991-2000	-20,64	-16,73	-3,91	-16,98	-3,66	-10,73	-9,06	-1,67	-8,64	-2,09	-6,27	-5,75	-0,52	-5,31	-0,96				

(continua)

(continuação)

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_p)						Hiato de pobreza (P_h)						Severidade de pobreza (P_s)					
		ΔP_0		Bilateral		Multilateral		ΔP_1		Bilateral		Multilateral		ΔP_2		Bilateral		Multilateral	
		C_g	C_r	C_g	C_r	C_g	C_r	C_g	C_r	C_g	C_r	C_g	C_r	C_g	C_r	C_g	C_r	C_g	C_r
	1970-1980	-31,40	-31,60	0,20	-31,27	-0,13	-26,15	-20,33	-5,81	-20,17	-5,98	-22,67	-14,41	-8,27	-14,39	-8,29			
	1970-1991	-22,91	-25,94	3,03	-25,86	2,95	-20,68	-17,90	-2,78	-17,47	-3,21	-18,84	-13,17	-5,67	-12,69	-6,15			
	1970-2000	-37,85	-38,78	0,93	-39,19	1,34	-27,35	-23,63	-3,72	-24,23	-3,12	-21,99	-16,32	-5,67	-16,82	-5,17			
Minas Gerais	1980-1991	8,49	5,31	3,18	5,41	3,08	5,46	2,77	2,70	2,70	2,77	3,83	1,81	2,03	1,71	2,13			
	1980-2000	-6,45	-8,14	1,69	-7,91	1,46	-1,20	-4,29	3,09	-4,06	2,86	0,68	-2,55	3,23	-2,43	3,11			
	1991-2000	-14,93	-13,50	-1,44	-13,32	-1,62	-6,66	-7,12	0,46	-6,76	0,09	-3,15	-4,51	1,36	-4,13	0,98			

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Notas: Medidas calculadas a partir da *rdpc* e linha de pobreza absoluta de R\$ 75,50 .

Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

 ΔP = variação absoluta na pobreza, C_g = contribuição do fator crescimento e C_r = contribuição do fator redistribuição.

TABELA 4

Decomposição temporal dos indicadores de extrema pobreza (P_0 , P_1 , P_2) para a renda domiciliar per capita, por mesorregião – 1970-2000

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_0)						Hiato de pobreza (P_1)						Severidade de pobreza (P_2)						
		Bilateral		Multilateral		ΔP_0	Bilateral		Multilateral		ΔP_1	Bilateral		Multilateral		ΔP_2	Bilateral		Multilateral	
		C_g	C_b	C_g	C_b		C_g	C_b	C_g	C_b		C_g	C_b	C_g	C_b		C_g	C_b	C_g	C_b
Nordeste de Minas	1970-1980	-33,62	-35,31	1,69	-35,61	1,98	-22,09	-16,53	-5,56	-16,65	-5,43	-17,92	-9,61	-8,32	-9,75	-8,18				
	1970-1991	-23,27	-27,78	4,51	-26,25	2,98	-19,14	-14,02	-5,11	-13,49	-5,64	-16,79	-8,43	-8,36	-8,19	-8,61				
	1970-2000	-33,08	-39,04	5,96	-40,28	7,20	-19,30	-18,08	-1,21	-18,49	-0,81	-14,59	-10,61	-3,98	-10,72	-3,88				
	1980-1991	10,36	9,85	0,51	9,36	1,00	2,95	3,33	-0,38	3,16	-0,21	1,13	1,64	-0,50	1,57	-0,43				
	1980-2000	0,55	-4,86	5,41	-4,67	5,22	2,79	-1,88	4,67	-1,83	4,63	3,34	-0,90	4,24	-0,97	4,31				
	1991-2000	-9,81	-15,07	5,26	-14,03	4,22	-0,16	-5,35	5,20	-4,99	4,84	2,21	-2,70	4,90	-2,53	4,73				
Norte de Minas	1970-1980	-29,93	-29,76	-0,17	-28,59	-1,34	-22,55	-15,14	-7,41	-15,09	-7,46	-19,04	-9,27	-9,78	-9,53	-9,52				
	1970-1991	-13,85	-21,06	7,20	-19,81	5,96	-14,83	-12,45	-2,38	-11,46	-3,38	-14,61	-8,29	-6,32	-7,54	-7,07				
	1970/2000	-23,14	-29,29	6,15	-31,71	8,56	-14,09	-15,64	1,55	-16,68	2,60	-10,51	-10,07	-0,44	-10,56	0,05				
	1980-1991	16,08	8,87	7,21	8,78	7,30	7,72	3,91	3,81	3,64	4,08	4,44	2,22	2,22	1,99	2,45				
	1980-2000	6,79	-4,37	11,15	-3,11	9,90	8,46	-1,91	10,37	-1,59	10,05	8,53	-1,01	9,54	-1,04	9,57				
	1991-2000	-9,29	-13,05	3,76	-11,89	2,60	0,74	-5,95	6,70	-5,23	5,97	4,09	-3,54	7,63	-3,02	7,12				
Jequitinhonha	1970-1980	-27,82	-27,09	-0,73	-25,89	-1,94	-23,43	-15,25	-8,18	-14,95	-8,49	-20,56	-9,79	-10,77	-9,84	-10,72				
	1970-1991	-16,02	-19,48	3,46	-18,82	2,81	-16,67	-12,22	-4,45	-11,56	-5,11	-16,32	-8,43	-7,89	-7,87	-8,45				
	1970-2000	-27,16	-30,51	3,35	-32,37	5,21	-18,08	-17,25	-0,83	-18,21	0,13	-14,14	-11,34	-2,80	-11,85	-2,29				
	1980-1991	11,81	6,92	4,89	7,06	4,75	6,75	3,49	3,27	3,38	3,38	4,24	2,09	2,15	1,98	2,27				
	1980-2000	0,66	-7,55	8,21	-6,49	7,15	5,34	-3,68	9,03	-3,27	8,62	6,43	-2,07	8,49	-2,01	8,43				
	1991-2000	-11,15	-14,35	3,20	-13,55	2,40	-1,41	-7,20	5,79	-6,65	5,24	2,18	-4,43	6,61	-3,98	6,16				
Vale do Mucuri	1970-1980	-29,71	-30,16	0,45	-29,33	-0,38	-23,87	-17,19	-6,68	-17,05	-6,82	-20,63	-11,17	-9,46	-11,32	-9,31				
	1970-1991	-18,05	-23,82	5,76	-22,78	4,72	-18,31	-15,02	-3,29	-14,19	-4,12	-17,47	-10,36	-7,11	-9,73	-7,74				
	1970-2000	-30,28	-33,96	3,67	-35,84	5,55	-20,76	-19,28	-1,47	-20,26	-0,50	-16,67	-12,77	-3,90	-13,26	-3,42				
	1980-1991	11,65	6,44	5,21	6,55	5,10	5,55	2,99	2,57	2,86	2,71	3,16	1,75	1,41	1,59	1,57				
	1980-2000	-0,58	-7,23	6,65	-6,51	5,93	3,11	-3,49	6,60	-3,21	6,32	3,96	-1,95	5,90	-1,94	5,89				
	1991-2000	-12,23	-14,22	1,99	-13,06	0,83	-2,44	-6,76	4,31	-6,07	3,62	0,79	-4,00	4,80	-3,53	4,33				

(continua)

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_0)						Hiato de pobreza (P_1)						Severidade de pobreza (P_2)						
		Bilateral		Multilateral		ΔP_0	Bilateral		Multilateral		ΔP_1	Bilateral		Multilateral		ΔP_2	Bilateral		Multilateral	
		C_g	C_R	C_g	C_R		C_g	C_R	C_g	C_R		C_g	C_R	C_g	C_R		C_g	C_R	C_g	C_R
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	1970-1980	-30,75	-21,56	-9,18	-21,71	-9,04	-20,37	-8,30	-12,07	-8,47	-11,91	-16,94	-4,36	-12,58	-4,51	-12,43				
	1970-1991	-27,92	-20,31	-7,61	-20,13	-7,79	-19,72	-8,30	-11,43	-8,19	-11,54	-16,77	-4,53	-12,24	-4,43	-12,34				
	1970-2000	-31,25	-24,16	-7,08	-24,19	-7,05	-19,55	-9,37	-10,18	-9,32	-10,24	-15,84	-4,97	-10,87	-4,92	-10,93				
	1980-1991	2,83	1,38	1,45	1,58	1,25	0,65	0,32	0,33	0,28	0,37	0,17	0,14	0,03	0,08	0,09				
	1980-2000	-0,50	-2,14	1,64	-2,49	1,99	0,83	-0,72	1,54	-0,85	1,67	1,10	-0,31	1,41	-0,40	1,50				
1991-2000	-3,32	-4,44	1,12	-4,06	0,74	0,18	-1,21	1,38	-1,13	1,31	0,93	-0,52	1,44	-0,48	1,41					
Central Mineira	1970-1980	-29,39	-26,02	-3,37	-25,89	-3,50	-20,63	-10,63	-10,00	-10,81	-9,82	-17,49	-5,67	-11,82	-5,88	-11,61				
	1970-1991	-20,18	-21,08	0,90	-20,11	-0,07	-17,32	-9,53	-7,79	-8,95	-8,37	-15,85	-5,39	-10,46	-5,05	-10,80				
	1970-2000	-29,59	-28,11	-1,47	-29,21	-0,38	-19,11	-11,51	-7,60	-11,91	-7,20	-15,76	-6,32	-9,44	-6,45	-9,31				
	1980-1991	9,21	6,01	3,20	5,78	3,43	3,31	2,03	1,28	1,86	1,46	1,64	0,95	0,69	0,83	0,81				
	1980-2000	-0,20	-3,67	3,47	-3,31	3,12	1,52	-1,10	2,62	-1,10	2,62	1,73	-0,48	2,21	-0,57	2,30				
1991-2000	-9,41	-9,83	0,43	-9,09	-0,31	-1,79	-3,36	1,57	-2,96	1,17	0,09	-1,62	1,71	-1,40	1,49					
Metropolitana de Belo Horizonte	1970-1980	-23,16	-13,88	-9,28	-14,40	-8,76	-16,09	-5,42	-10,67	-5,84	-10,26	-13,73	-2,91	-10,82	-3,20	-10,53				
	1970-1991	-16,66	-12,70	-3,95	-12,22	-4,43	-13,86	-5,62	-8,24	-5,21	-8,65	-12,67	-3,22	-9,45	-2,95	-9,73				
	1970-2000	-20,59	-16,02	-4,56	-15,98	-4,61	-13,70	-6,48	-7,22	-6,48	-7,22	-11,44	-3,56	-7,88	-3,54	-7,90				
	1980-1991	6,50	2,57	3,93	2,18	4,33	2,23	0,83	1,40	0,63	1,60	1,07	0,40	0,66	0,26	0,81				
	1980-2000	2,57	-1,45	4,03	-1,58	4,15	2,39	-0,43	2,82	-0,64	3,03	2,30	-0,19	2,49	-0,34	2,64				
1991-2000	-3,93	-3,84	-0,10	-3,76	-0,18	0,16	-1,48	1,64	-1,27	1,43	1,23	-0,73	1,96	-0,60	1,83					
Vale do Rio Doce	1970-1980	-33,45	-32,21	-1,24	-31,84	-1,61	-25,05	-17,41	-7,63	-17,24	-7,81	-21,31	-11,09	-10,22	-11,12	-10,19				
	1970-1991	-24,51	-26,70	2,19	-25,80	1,29	-21,17	-15,47	-5,70	-14,80	-6,38	-19,23	-10,34	-8,90	-9,81	-9,43				
	1970-2000	-36,19	-35,89	-0,30	-37,16	0,97	-23,94	-18,76	-5,18	-19,61	-4,33	-19,04	-11,88	-7,16	-12,38	-6,66				
	1980-1991	8,94	6,22	2,71	6,03	2,90	3,87	2,55	1,32	2,44	1,43	2,07	1,43	0,64	1,31	0,77				
	1980-2000	-2,74	-5,89	3,14	-5,33	2,58	1,11	-2,65	3,76	-2,37	3,48	2,27	-1,36	3,63	-1,26	3,53				
1991-2000	-11,68	-12,07	0,38	-11,36	-0,33	-2,77	-5,38	2,61	-4,81	2,05	0,19	-2,97	3,16	-2,57	2,76					

(continua)

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_0)						Hiato de pobreza (P_1)						Severidade de pobreza (P_2)						
		Bilateral		Multilateral		ΔP_0	Bilateral		Multilateral		ΔP_1	Bilateral		Multilateral		ΔP_2	Bilateral		Multilateral	
		C_G	C_R	C_G	C_R		C_G	C_R	C_G	C_R		C_G	C_R	C_G	C_R		C_G	C_R	C_G	C_R
Oeste de Minas	1970-1980	-34,86	-27,61	-7,71	-23,60	-11,93	-11,67	-11,82	-11,78	-19,42	-6,68	-12,74	-6,68	-12,74	-19,42	-6,68	-12,74	-6,68	-12,74	
	1970-1991	-29,56	-23,92	-5,64	-23,69	-10,97	-10,62	-10,76	-10,84	-18,39	-6,41	-11,98	-6,41	-11,98	-18,39	-6,41	-11,98	-6,41	-11,98	
	1970-2000	-38,82	-31,02	-7,80	-23,86	-12,74	-11,12	-13,07	-10,79	-18,87	-7,03	-11,84	-7,03	-11,84	-18,87	-7,03	-11,84	-7,03	-11,84	
	1980-1991	5,31	3,52	1,79	3,47	1,84	2,00	1,06	0,95	1,03	0,49	0,54	0,46	0,57	1,03	0,49	0,54	0,46	0,57	
	1980-2000	-3,96	-5,05	-1,10	-4,55	-0,59	-0,27	-1,25	-0,99	-0,55	-0,57	1,11	-0,54	1,09	-0,55	-0,57	1,11	-0,54	1,09	
1991-2000	-9,26	-8,19	-1,07	-8,01	-1,25	-2,27	-2,31	0,04	-0,49	-1,17	0,69	-1,01	0,52	-0,49	-1,17	0,69	-1,01	0,52		
Sul/Sudeste de Minas	1970-1980	-29,47	-23,52	-5,95	-19,68	-9,37	-10,31	-9,41	-10,27	-16,29	-5,01	-11,28	-5,01	-11,28	-16,29	-5,01	-11,28	-5,01	-11,28	
	1970-1991	-24,80	-21,00	-3,79	-18,14	-9,03	-9,12	-8,73	-9,42	-15,61	-5,06	-10,55	-5,06	-10,55	-15,61	-5,06	-10,55	-5,06	-10,55	
	1970-2000	-32,11	-26,16	-5,95	-19,67	-10,34	-9,33	-10,60	-9,08	-15,70	-5,53	-10,17	-5,53	-10,17	-15,70	-5,53	-10,17	-5,53	-10,17	
	1980-1991	4,67	2,49	2,18	2,37	2,31	1,53	0,73	0,80	0,68	0,34	0,35	0,27	0,41	0,68	0,34	0,35	0,27	0,41	
	1980-2000	-2,64	-4,65	-2,02	-4,02	-1,39	0,00	-1,19	-1,19	0,59	-0,50	1,09	-0,54	1,13	0,59	-0,50	1,09	-0,54	1,13	
1991-2000	-7,31	-6,63	-0,68	-6,39	-0,92	-1,53	-2,13	0,60	-1,87	-0,09	0,87	-0,81	0,72	-0,09	-0,96	0,87	-0,81	0,72		
Campo das Vertentes	1970-1980	-31,28	-23,87	-7,41	-23,86	-7,43	-22,02	-10,56	-11,46	-18,38	-6,02	-12,36	-6,02	-12,36	-18,38	-6,02	-12,36	-6,02	-12,36	
	1970-1991	-22,11	-18,39	-3,72	-17,73	-4,38	-18,62	-8,98	-9,64	-16,64	-5,36	-11,28	-5,36	-11,28	-16,64	-5,36	-11,28	-5,36	-11,28	
	1970-2000	-32,65	-26,73	-5,92	-27,41	-5,24	-21,10	-11,69	-9,41	-11,98	-6,68	-10,24	-6,68	-10,24	-11,98	-6,68	-10,24	-6,68	-10,24	
	1980-1991	9,17	6,34	2,84	6,13	3,05	3,40	2,24	1,16	1,29	1,74	1,10	0,64	1,02	1,74	1,10	0,64	1,02	0,72	
	1980-2000	-1,37	-3,77	-2,41	-3,55	-2,19	0,92	-1,31	2,23	-1,30	2,22	1,46	-0,57	2,04	-1,30	2,22	1,46	-0,57	2,04	
1991-2000	-10,54	-10,14	-0,40	-9,68	-0,86	-2,48	-3,70	1,21	-3,42	0,93	-0,28	-1,80	1,52	-3,42	0,93	-0,28	-1,80	1,52		
Zona da Mata	1970-1980	-28,83	-24,27	-4,55	-23,88	-4,94	-20,84	-11,61	-9,23	-11,68	-9,16	-10,57	-9,16	-10,57	-11,68	-9,16	-10,57	-9,16	-10,57	
	1970-1991	-20,13	-21,07	0,94	-20,31	0,18	-16,89	-10,93	-5,95	-10,32	-6,56	-8,26	-6,41	-8,76	-10,32	-6,56	-8,26	-6,41	-8,76	
	1970-2000	-33,07	-29,00	-4,07	-30,15	-2,92	-20,79	-13,28	-7,51	-13,82	-6,97	-8,53	-8,15	-8,18	-13,82	-6,97	-8,53	-8,15	-8,18	
	1980-1991	8,69	4,07	4,63	3,58	5,12	3,95	1,47	2,48	1,36	2,60	2,33	0,80	1,53	2,60	2,33	0,80	1,53	0,67	
	1980-2000	-4,24	-7,15	-2,91	-6,27	-2,03	0,05	-2,18	2,23	-2,14	2,19	1,18	-1,06	2,24	-2,14	2,19	1,18	-1,06	2,24	
1991-2000	-12,93	-10,11	-2,82	-9,84	-3,09	-3,90	-3,99	0,09	-3,50	-0,41	-1,15	-2,10	0,95	-3,50	-0,41	-1,15	-2,10	0,95		

(continua)

(continuação)

Mesorregião	Período	Proporção de pobres (P_0)						Hiato de pobreza (P_1)						Severidade de pobreza (P_2)						
		Bilateral		Multilateral		ΔP_0	Bilateral		Multilateral		ΔP_1	Bilateral		Multilateral		ΔP_2	Bilateral		Multilateral	
		C_G	C_R	C_G	C_R		C_G	C_R	C_G	C_R		C_G	C_R	C_G	C_R		C_G	C_R	C_G	C_R
	1970-1980	-29,80	-24,53	-5,27	-24,36	-5,45	-21,01	-11,38	-9,63	-11,45	-9,56	-17,62	-6,71	-10,91	-6,88	-10,75				
	1970-1991	-22,48	-21,40	-1,08	-20,72	-1,76	-18,01	-10,83	-7,18	-10,30	-7,72	-16,02	-6,75	-9,27	-6,33	-9,69				
	1970-2000	-30,53	-27,31	-3,22	-28,17	-2,37	-19,29	-12,55	-6,74	-13,02	-6,27	-15,33	-7,46	-7,87	-7,72	-7,62				
Minas Gerais	1980-1991	7,32	3,61	3,71	3,64	3,69	3,00	1,27	1,73	1,15	1,85	1,60	0,68	0,93	0,55	1,06				
	1980-2000	-0,73	-3,96	3,23	-3,81	3,08	1,72	-1,62	3,34	-1,57	3,29	2,29	-0,81	3,10	-0,84	3,13				
	1991-2000	-8,05	-8,15	0,10	-7,45	-0,61	-1,28	-3,14	1,86	-2,72	1,44	0,69	-1,67	2,36	-1,39	2,07				

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Notas: Medidas calculadas a partir da *rdpc* e linha de pobreza absoluta de R\$ 75,50.

Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

 ΔP = variação absoluta na pobreza, C_G = contribuição do fator crescimento e C_R = contribuição do fator redistribuição.

Com a utilização das medidas de pobreza e extrema pobreza P_1 e P_2 , percebe-se que C_R^S passa a contribuir para a redução observada na pobreza e na extrema pobreza, ou aumenta seu peso relativo em um maior número de mesorregiões. No caso das mesorregiões mais ricas, o C_R^S passa, até mesmo, a contribuir proporcionalmente mais do que o C_G^S . Mas, no caso do Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, o crescimento continua mais relevante para a minoração da pobreza e da extrema pobreza do que a redistribuição da renda. Este resultado corrobora a literatura (BOURGUIGNON, 2002; TOCHETTO *et al.*, 2004, entre outros), ao indicar que, nas mesorregiões mais pobres *vis-à-vis* as mais ricas da porção sul, a melhora na desigualdade de renda tem menor impacto sobre a pobreza. Nestas mesorregiões, o crescimento seria uma condição necessária para a erradicação da pobreza, enquanto a melhora na distribuição da *rdpc* seria mais eficiente nas mesorregiões mais ricas, em virtude da já elevada renda média destas mesorregiões e também do elevado grau de desigualdade de renda intramesorregional.

Todavia, as mesorregiões marcadas por bolsões crônicos de pobreza são também acentuadamente desiguais, o que abre espaço para se pensar em políticas redistributivas a serem tomadas em conjunto com políticas promotoras do crescimento. Assim, no caso brasileiro, há um amplo espaço para políticas redistributivas em Minas Gerais, que devem levar em conta as especificidades das mesorregiões (no espectro aqui analisado, o nível de renda e de desigualdade) de modo a serem mais efetivas no combate à pobreza, uma face cruel da enorme desigualdade regional mineira. Políticas voltadas às mesorregiões cronicamente pobres (Vale do Rio Doce, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Norte de Minas) deveriam aliar incentivos ao crescimento e à redistribuição da renda. Já as políticas para as demais mesorregiões deveriam focalizar a redução da desigualdade de renda entre os classificados como pobres e não-pobres.

A análise do período inteiro, 1970-2000, encobre comportamentos diversos para a pobreza e seus componentes modificadores nas três décadas. A pobreza e a extrema pobreza caem de 1970 para 1980 em todas as mesorregiões, para todas as medidas (P_0 , P_1 e P_2), com o C_G^S sempre contribuindo para esta queda. Para a P_0 , somente em quatro das 12 mesorregiões (Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Metropolitana de Belo Horizonte, Oeste de Minas e Campo das Vertentes) o C_R^S reforça o efeito do aumento da renda média. Na RMBH, a melhora na desigualdade de renda é responsável por uma redução de 4,22 p.p. em P_0 , sendo o restante da redução de 29,82 atribuído ao crescimento da renda. Para a média do estado, a queda na pobreza também é atribuída ao efeito conjunto dos dois componentes. Nas demais mesorregiões, entre elas as mais pobres do estado, a redução verificada na P_0 poderia ter sido maior, caso o C_R^S não tivesse contribuído adversamente. Para a extrema pobreza, na média do estado e em todas as mesorregiões, os dois

componentes se reforçam. A exceção é o Noroeste de Minas. No caso da pobreza, o C_R^S indica uma piora na concentração de renda contribuindo para o aumento em P_0 . Restringindo-se aos extremamente pobres, a contribuição favorável (negativa) do C_R^S aponta, então, para uma melhora na distribuição de renda entre os menos favorecidos.

Com a utilização de P_1 e P_2 , tanto para a pobreza quanto para a extrema pobreza, a redução nos indicadores, no período do Milagre Econômico, é atribuída não só ao grande aumento da *rdpc* média, mas também à melhora distributiva, indicada por um C_R^S negativo para todas as mesorregiões, e até mesmo de maior magnitude que o C_R^S (ver tabelas 3 e 4).

A recessão dos anos 1980 aborta o processo de queda na pobreza experimentado no Milagre Econômico. De 1980 a 1991, a pobreza e a extrema pobreza aumentam em Minas Gerais e em todas as mesorregiões para as três medidas (P_0 , P_1 e P_2). Esta piora é explicada pelos dois componentes, que se reforçam.³ Assim como nos episódios de queda na pobreza, com a utilização de P_1 e P_2 , a parcela da variação da pobreza atribuída ao C_R^S se eleva, neste caso, melhor refletindo a piora na concentração de renda e seu efeito imediato na pobreza.

Para a década de 1990, o aumento da renda média (C_G^S sempre negativo para todas as medidas) contribui no sentido de reduzir os indicadores em todas as mesorregiões, embora de maneira menos pronunciada que na década de 1970. A queda em P_0 é majoritariamente atribuída ao crescimento da renda, com o componente redistribuição corroborando, em pequena monta, na maioria dos casos. Nas mesorregiões Noroeste de Minas, Jequitinhonha e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, o C_R^S apresenta efeito adverso, contribuindo para o aumento e não para a redução da pobreza. Para o Brasil, a literatura (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000; BARROS; MENDONÇA, 1997) também identifica o crescimento econômico como o principal responsável pelos episódios de redução da pobreza na década de 1990, sendo o aumento da renda média reforçado por uma tênue desconcentração de renda. A maior sensibilidade desses indicadores mostra uma piora na concentração de renda (C_R^S positivo) em um maior número de mesorregiões e também para a média do estado, o que minimiza o impacto benéfico do aumento da renda entre os pobres.⁴

Apesar da queda da pobreza em todas as mesorregiões, na década de 1990, é importante ressaltar, assim como o faz Simão (2004), que as regiões Vale do

3. A exceção cabendo ao Noroeste de Minas, onde o aumento da pobreza e da extrema pobreza, para todos os indicadores, é decorrência da redução da renda média, com o componente redistribuição timidamente contribuindo para a queda.

4. Salvato, Araújo Júnior e Mesquita (2008) também verificam que a elasticidade-renda da pobreza é negativa, dentro da RMBH, na década de 1990. Encontram ainda que quanto maior a desigualdade inicial, maior o valor em módulo desta elasticidade.

Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas possuem mais da metade de sua população abaixo da linha de pobreza, em 2000. Em relação a Simão (2004), interessa ainda observar que a relação negativa entre desenvolvimento – no caso da autora, medido pelo Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) – e desigualdade, em 2000, não se observa quando o indicador de desenvolvimento usado é somente a renda média (embora as três mesorregiões mais pobres sejam as mais desiguais). A ausência de relação negativa também é observada em Prates (1996).

No caso da extrema pobreza, o impacto adverso (positivo) da piora na concentração de renda é mais pronunciado quando comparado à pobreza, mas para a medida P_0 , ainda assim se verifica queda nos indicadores para todas as mesorregiões (e para Minas Gerais), pois o C_G^S mais que compensa os casos de piora na desigualdade de renda. Já para P_1 e P_2 , este efeito adverso da concentração de renda passa até mesmo a se sobrepor ao aumento da renda média, provocando uma variação positiva nos indicadores. Embora os pobres tenham se beneficiado da estabilização econômica, o ganho real de renda parece não ter sido suficiente para tirar da extrema pobreza os indivíduos de menores rendas, sendo este efeito mais pronunciado nas mesorregiões da porção norte do estado (Noroeste de Minas, Norte de Minas e Jequitinhonha). Os extremamente pobres não teriam se beneficiado nem mesmo absolutamente do crescimento do período.

4.2 Crescimento pró-pobre nas mesorregiões mineiras

Partindo da definição de que o crescimento é pró-pobre se for acompanhado de redução na desigualdade de renda relativa, calculou-se o índice de Kakwani e Pernia (2000) complementando a investigação das inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento em Minas Gerais, iniciada com a decomposição temporal de Shapley. O cálculo do índice sintetiza os resultados apontados pelos exercícios de decomposição, reforçando o caráter espacial heterogêneo do processo de crescimento mineiro.

Para todo o período, 1970-2000, utilizando-se o indicador P_0 na linha de pobreza, o crescimento da *rdpc* de Minas Gerais não pode ser considerado estritamente pró-pobre, embora apresente um índice ϕ ligeiramente inferior a 1 (0,99). Já para a extrema pobreza o índice aponta para crescimento estritamente pró-pobre, $\phi = 1,12$. Considerando-se o resultado para as mesorregiões, nota-se que o crescimento é mais pró-pobre nas mesorregiões mais ricas, o que pode ter contribuído para a perpetuação da desigualdade regional na distribuição mesorregional da pobreza. Para a pobreza, embora o índice seja superior a 0,75 para todas as mesorregiões, verifica-se crescimento estritamente pró-pobre apenas para cinco das 12 mesorregiões (Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Oeste de Minas, Sul/Sudoeste de Minas, Campo das Vertentes e Zona da Mata), como mostra a tabela 5. Nas demais, o crescimento resulta em uma redistribuição não favorável ao

pobre, caracterizando um processo de crescimento *trickle-down*. Considerando-se a extrema pobreza, o índice é inferior a 1 apenas para quatro mesorregiões (Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha e Vale do Mucuri), o que denota a dificuldade de o processo de crescimento nas mesorregiões com menor renda *per capita* beneficiar os mais pobres.

TABELA 5

Índice de crescimento pró-pobre da proporção de pobres e extremamente pobres (P_0), por mesorregião – 1970-2000

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Noroeste de Minas	1970-1980	1,05	-0,58	-0,69	0,11	0,84	-1,65	-1,48	-0,17	1,11
	1980-1991	-0,28	-0,98	-1,00	0,03	1,03	2,34	2,03	0,31	0,87
	1991-2000	0,53	-0,83	-1,04	0,20	0,81	-0,74	-1,10	0,36	0,67
	1970-2000	1,30	-0,60	-0,76	0,16	0,79	4,42	5,17	-0,75	0,86
Norte de Minas	1970-1980	0,73	-0,47	-0,54	0,06	0,88	-1,53	-1,30	-0,23	1,17
	1980-1991	-0,19	-1,02	-0,69	-0,33	0,68	4,13	2,18	1,95	0,53
	1991-2000	0,32	-0,68	-0,67	-0,01	1,02	-0,42	-0,59	0,16	0,72
	1970-2000	1,51	-0,24	-0,31	0,07	0,77	2,92	4,09	-1,17	0,71
Jequitinhonha	1970-1980	0,63	-0,37	-0,43	0,05	0,87	-1,27	-1,09	-0,17	1,16
	1980-1991	-0,15	-0,65	-0,56	-0,09	0,86	1,56	0,89	0,67	0,57
	1991-2000	0,34	-0,55	-0,59	0,03	0,94	-0,37	-0,46	0,10	0,79
	1970-2000	0,83	-0,40	-0,47	0,07	0,85	4,08	4,92	-0,84	0,83
Vale do Mucuri	1970-1980	0,79	-0,40	-0,46	0,06	0,87	-1,13	-1,01	-0,12	1,12
	1980-1991	-0,14	-0,93	-0,64	-0,29	0,69	1,61	0,87	0,74	0,54
	1991-2000	0,36	-0,69	-0,66	-0,02	1,04	-0,41	-0,46	0,04	0,90
	1970-2000	1,00	-0,42	-0,50	0,08	0,84	5,25	6,12	-0,86	0,86
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	1970-1980	0,90	-1,10	-0,93	-0,17	1,19	-2,42	-1,42	-1,00	1,71
	1980-1991	-0,08	-2,34	-1,71	-0,64	0,73	1,65	0,89	0,76	0,54
	1991-2000	0,35	-1,50	-1,51	0,01	0,99	-0,66	-0,77	0,12	0,85
	1970-2000	1,17	-1,14	-1,06	-0,09	1,08	27,38	20,69	6,69	1,32
Central Mineira	1970-1980	0,86	-0,77	-0,82	0,05	0,93	-2,22	-1,60	-0,62	1,39
	1980-1991	-0,22	-1,52	-1,13	-0,39	0,74	3,64	2,14	1,51	0,59
	1991-2000	0,41	-1,31	-1,22	-0,10	1,08	-0,94	-0,93	0,00	1,00
	1970-2000	1,05	-0,82	-0,91	0,09	0,90	6,62	6,08	0,54	1,09
Metropolitana de Belo Horizonte	1970-1980	0,76	-1,24	-0,96	-0,29	1,30	-2,86	-1,51	-1,35	1,90
	1980-1991	-0,16	-2,96	-1,34	-1,62	0,45	7,07	2,53	4,54	0,36
	1991-2000	0,27	-1,29	-1,23	-0,06	1,05	-0,43	-0,43	0,00	0,99
	1970-2000	0,88	-0,95	-0,97	0,02	0,98	8,30	6,54	1,76	1,27
Vale do Rio Doce	1970-1980	0,97	-0,51	-0,55	0,05	0,92	-1,24	-1,05	-0,19	1,18
	1980-1991	-0,17	-0,93	-0,77	-0,16	0,82	1,51	0,98	0,54	0,64
	1991-2000	0,42	-0,89	-0,84	-0,06	1,07	-0,58	-0,58	-0,01	1,01
	1970-2000	1,23	-0,58	-0,62	0,04	0,94	6,80	6,66	0,14	1,02
Oeste de Minas	1970-1980	0,91	-0,83	-0,77	-0,06	1,08	-2,09	-1,34	-0,75	1,56
	1980-1991	-0,14	-1,41	-1,19	-0,21	0,85	1,43	0,80	0,63	0,56
	1991-2000	0,47	-1,69	-1,47	-0,22	1,15	-1,31	-1,11	-0,19	1,17
	1970-2000	1,25	-1,09	-0,99	-0,11	1,11	16,24	12,38	3,86	1,31

(continua)

(continuação)

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Sul/Sudoeste de Minas	1970-1980	0,84	-0,91	-0,84	-0,06	1,08	-2,17	-1,37	-0,79	1,58
	1980-1991	-0,11	-1,89	-1,22	-0,67	0,65	1,58	0,70	0,88	0,44
	1991-2000	0,41	-1,62	-1,47	-0,16	1,11	-1,14	-1,01	-0,13	1,13
	1970-2000	1,14	-1,07	-1,03	-0,04	1,04	18,66	14,82	3,84	1,26
Campo das Vertentes	1970-1980	0,79	-0,80	-0,75	-0,05	1,07	-2,36	-1,58	-0,79	1,50
	1980-1991	-0,22	-1,40	-1,06	-0,34	0,76	3,12	1,98	1,14	0,64
	1991-2000	0,42	-1,26	-1,13	-0,13	1,12	-0,94	-0,87	-0,07	1,08
	1970-2000	0,99	-0,86	-0,84	-0,02	1,03	6,77	5,47	1,30	1,24
Zona da Mata	1970-1980	0,79	-0,70	-0,67	-0,02	1,04	-1,66	-1,17	-0,49	1,42
	1980-1991	-0,12	-1,78	-0,92	-0,86	0,52	1,62	0,62	1,00	0,38
	1991-2000	0,42	-1,32	-1,10	-0,23	1,21	-0,97	-0,77	-0,20	1,26
	1970-2000	1,08	-0,81	-0,81	-0,01	1,01	11,72	10,09	1,63	1,16
Minas Gerais	1970-1980	0,86	-0,76	-0,72	-0,04	1,05	-1,70	-1,20	-0,50	1,41
	1980-1991	-0,13	-1,75	-1,10	-0,66	0,63	1,99	0,96	1,03	0,48
	1991-2000	0,36	-1,18	-1,05	-0,13	1,12	-1,47	-1,41	-0,06	1,04
	1970-2000	1,09	-0,78	-0,79	0,01	0,99	10,37	9,23	1,13	1,12

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Notas: Medidas calculadas a partir da *rdpc* e linha de pobreza absoluta de R\$ 75,50.

Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

 g = crescimento da *rdpc*, η = elasticidade da pobreza em relação ao crescimento, η_G = efeito renda do crescimento na pobreza, η_R = efeito da desigualdade na pobreza, ϕ = índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Ao contrário do observado por Kakwani e Pernia (2000), quando se utiliza P_1 e P_2 , assim como para a extrema pobreza, os índices estimados aumentam em magnitude e passam a indicar um crescimento estritamente pró-pobre para a maioria das mesorregiões,⁵ apontando para um maior benefício do crescimento aos indivíduos mais distantes das linhas de corte (de pobreza e extrema pobreza). Para o caso mais crítico, P_2 e extrema pobreza, apenas para o Norte de Minas não se verifica crescimento pró-pobre (ver tabelas 6 e 7). Portanto, ao se considerarem medidas de pobreza que levam em conta a distribuição dos pobres, o crescimento parece ter beneficiado proporcionalmente mais os pobres (e extremamente pobres) do que os não pobres para a maioria das mesorregiões, no período 1970-2000.

Os índices calculados para todo o período, 1970-2000, parecem refletir o comportamento do subperíodo 1970-1980. Nessa década, marcada pelo Milagre, utilizando-se P_0 , o índice de Kakwani e Pernia (2000) indica um crescimento estritamente pró-pobre para Minas Gerais e para metade das mesorregiões (Zona da Mata, Campo das Vertentes, Sul/Sudoeste de Minas, Oeste de Minas, RMBH e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba). Assim como para 1970-2000, para P_1 e P_2 e

5. O aumento do índice é decorrente do aumento do efeito da desigualdade na pobreza (η_R), agora captado pelas medidas de pobreza mais sensíveis.

extrema pobreza (P_0 , P_1 e P_2), os índices estimados aumentam em magnitude e passam a indicar um crescimento estritamente pró-pobre para todas as mesorregiões.

TABELA 6

Índice de crescimento pró-pobre do hiato de pobreza e extrema pobreza (P_1), por mesorregião – 1970-2000

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Noroeste de Minas	1970-1980	1,05	-0,86	-0,10	-0,96	1,12	-1,03	-0,61	-1,64	1,59
	1980-1991	-0,28	-1,25	-0,05	-1,30	0,96	-1,67	-0,04	-1,71	0,98
	1991-2000	0,53	-1,20	0,46	-0,74	0,61	-1,28	1,24	-0,04	0,03
	1970-2000	1,30	-0,91	0,11	-0,80	0,87	-1,00	0,02	-0,97	0,98
Norte de Minas	1970-1980	0,73	-0,77	-0,16	-0,92	1,21	-1,02	-0,78	-1,80	1,77
	1980-1991	-0,19	-1,02	-0,83	-1,85	0,55	-1,54	-1,86	-3,40	0,45
	1991-2000	0,32	-0,89	0,34	-0,55	0,62	-1,13	1,27	0,14	-0,13
	1970-2000	1,51	-0,43	0,10	-0,33	0,76	-0,54	0,13	-0,41	0,76
Jequitinhonha	1970-1980	0,63	-0,68	-0,17	-0,85	1,25	-0,95	-0,76	-1,70	1,80
	1980-1991	-0,15	-0,89	-0,58	-1,46	0,61	-1,41	-1,62	-3,03	0,47
	1991-2000	0,34	-0,82	0,31	-0,51	0,63	-1,13	0,91	-0,23	0,20
	1970-2000	0,83	-0,70	0,10	-0,60	0,86	-0,94	0,08	-0,86	0,91
Vale do Mucuri	1970-1980	0,79	-0,68	-0,11	-0,79	1,16	-0,93	-0,59	-1,52	1,64
	1980-1991	-0,14	-0,96	-0,71	-1,67	0,57	-1,48	-1,53	-3,01	0,49
	1991-2000	0,36	-0,91	0,19	-0,72	0,79	-1,21	0,75	-0,46	0,38
	1970-2000	1,00	-0,73	0,08	-0,65	0,89	-0,95	0,02	-0,93	0,98
Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba	1970-1980	0,90	-1,02	-0,70	-1,73	1,69	-1,14	-1,69	-2,83	2,49
	1980-1991	-0,08	-1,72	-1,58	-3,29	0,52	-2,08	-2,05	-4,13	0,50
	1991-2000	0,35	-1,61	0,25	-1,36	0,84	-1,20	1,40	0,20	-0,17
	1970-2000	1,17	-1,15	-0,36	-1,51	1,31	-1,09	-0,74	-1,83	1,68
Central Mineira	1970-1980	0,86	-0,96	-0,35	-1,31	1,36	-1,14	-1,28	-2,41	2,13
	1980-1991	-0,22	-1,43	-0,74	-2,17	0,66	-1,85	-1,58	-3,44	0,54
	1991-2000	0,41	-1,39	0,02	-1,37	0,99	-1,45	0,63	-0,83	0,57
	1970-2000	1,05	-1,03	-0,12	-1,15	1,12	-1,11	-0,47	-1,58	1,43
Metropolitana de Belo Horizonte	1970-1980	0,76	-1,02	-0,85	-1,87	1,83	-1,06	-1,94	-3,00	2,83
	1980-1991	-0,16	-1,52	-2,30	-3,82	0,40	-1,68	-3,34	-5,03	0,33
	1991-2000	0,27	-1,32	0,22	-1,10	0,84	-1,17	1,32	0,15	-0,12
	1970-2000	0,88	-1,03	-0,25	-1,28	1,25	-0,98	-0,66	-1,65	1,68
Vale do Rio Doce	1970-1980	0,97	-0,72	-0,16	-0,88	1,22	-0,90	-0,63	-1,53	1,70
	1980-1991	-0,17	-1,05	-0,47	-1,52	0,69	-1,50	-1,02	-2,52	0,60
	1991-2000	0,42	-1,04	0,09	-0,95	0,91	-1,24	0,55	-0,68	0,55
	1970-2000	1,23	-0,79	-0,03	-0,82	1,04	-0,93	-0,17	-1,10	1,18
Oeste de Minas	1970-1980	0,91	-0,94	-0,47	-1,41	1,50	-1,13	-1,37	-2,51	2,21
	1980-1991	-0,14	-1,48	-0,74	-2,21	0,67	-1,96	-2,12	-4,08	0,48
	1991-2000	0,47	-1,59	-0,26	-1,85	1,16	-1,51	0,10	-1,40	0,93
	1970-2000	1,25	-1,13	-0,36	-1,49	1,32	-1,18	-0,73	-1,92	1,62
Sul/Sudoeste de Minas	1970-1980	0,84	-0,99	-0,50	-1,49	1,51	-1,15	-1,50	-2,65	2,30
	1980-1991	-0,11	-1,55	-1,19	-2,74	0,57	-2,08	-2,50	-4,58	0,45
	1991-2000	0,41	-1,59	-0,16	-1,75	1,10	-1,54	0,35	-1,20	0,78
	1970-2000	1,14	-1,15	-0,32	-1,47	1,27	-1,21	-0,74	-1,95	1,61

(continua)

(continuação)

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Campo das Vertentes	1970-1980	0,79	-0,93	-0,46	-1,39	1,50	-1,15	-1,38	-2,53	2,21
	1980-1991	-0,22	-1,34	-0,63	-1,97	0,68	-1,82	-1,32	-3,13	0,58
	1991-2000	0,42	-1,34	-0,04	-1,38	1,03	-1,54	0,45	-1,09	0,71
	1970-2000	0,99	-1,01	-0,25	-1,26	1,25	-1,16	-0,63	-1,79	1,54
Zona da Mata	1970-1980	0,79	-0,84	-0,35	-1,18	1,42	-1,01	-1,10	-2,12	2,09
	1980-1991	-0,12	-1,21	-1,56	-2,77	0,44	-1,66	-3,16	-4,82	0,34
	1991-2000	0,42	-1,25	-0,27	-1,53	1,22	-1,38	-0,03	-1,41	1,02
	1970-2000	1,08	-0,95	-0,18	-1,13	1,19	-1,08	-0,45	-1,53	1,42
Minas Gerais	1970-1980	0,86	-0,85	-0,38	-1,23	1,45	-0,98	-1,09	-2,08	2,11
	1980-1991	-0,13	-1,25	-1,36	-2,60	0,48	-1,65	-2,57	-4,23	0,39
	1991-2000	0,36	-1,18	0,03	-1,15	0,97	-1,22	0,69	-0,53	0,44
	1970-2000	1,09	-0,91	-0,13	-1,04	1,14	-0,98	-0,33	-1,32	1,34

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Notas: Medidas calculadas a partir da *rdpc* e linha de pobreza absoluta de R\$ 75,50.

Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

g = crescimento da renda domiciliar *per capita*, η = elasticidade da pobreza em relação ao crescimento, η_G = efeito renda do crescimento na pobreza, η_R = efeito da desigualdade na pobreza, ϕ = índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

TABELA 7

Índice de crescimento pró-pobre da severidade da pobreza e da extrema pobreza (P_2), por mesorregião – 1970-2000

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Noroeste de Minas	1970-1980	1,05	-0,91	-0,34	-1,25	1,37	-0,96	-0,97	-1,92	2,01
	1980-1991	-0,28	-1,40	-0,06	-1,46	0,96	-1,53	0,30	-1,24	1,24
	1991-2000	0,53	-1,22	0,77	-0,45	0,37	-1,02	1,88	0,85	-0,83
	1970-2000	1,30	-0,93	0,05	-0,88	0,94	-0,86	-0,08	-0,94	1,09
Norte de Minas	1970-1980	0,73	-0,73	-0,36	-1,09	1,49	-1,02	-1,33	-2,35	2,30
	1980-1991	-0,19	-0,52	-0,51	-1,03	0,50	-0,22	-0,71	-0,93	0,24
	1991-2000	0,32	-0,66	0,93	0,27	-0,40	-0,48	2,82	2,34	-4,89
	1970-2000	1,51	-0,43	0,09	-0,34	0,79	-0,57	0,05	-0,52	0,92
Jequitinhonha	1970-1980	0,63	-0,79	-0,44	-1,23	1,56	-0,97	-1,33	-2,30	2,38
	1980-1991	-0,15	-1,09	-0,97	-2,06	0,53	-1,54	-2,00	-3,54	0,44
	1991-2000	0,34	-0,95	0,57	-0,38	0,40	-1,09	1,64	0,55	-0,51
	1970-2000	0,83	-0,81	0,07	-0,73	0,91	-0,92	0,01	-0,90	0,99
Vale do Mucuri	1970-1980	0,79	-0,79	-0,34	-1,12	1,43	-0,95	-1,05	-2,00	2,10
	1980-1991	-0,14	-1,15	-1,01	-2,17	0,53	-1,59	-1,63	-3,22	0,49
	1991-2000	0,36	-1,02	0,43	-0,59	0,58	-1,15	1,39	0,24	-0,21
	1970-2000	1,00	-0,82	0,04	-0,78	0,95	-0,93	-0,09	-1,02	1,09
Triângulo Mineiro /Alto Paranaíba	1970-1980	0,90	-1,04	-1,15	-2,19	2,10	-0,99	-2,17	-3,16	3,20
	1980-1991	-0,08	-1,85	-1,86	-3,71	0,50	-1,41	-0,53	-1,94	0,73
	1991-2000	0,35	-1,46	0,67	-0,79	0,54	-0,67	2,26	1,59	-2,39
	1970-2000	1,17	-1,12	-0,56	-1,67	1,50	-0,86	-0,94	-1,81	2,09

(continua)

(continuação)

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Central Mineira	1970-1980	0,86	-1,01	-0,75	-1,76	1,75	-1,04	-1,85	-2,89	2,78
	1980-1991	-0,22	-1,58	-1,02	-2,61	0,61	-1,66	-1,59	-3,25	0,51
	1991-2000	0,41	-1,41	0,24	-1,17	0,83	-1,12	1,18	0,06	-0,06
	1970-2000	1,05	-1,04	-0,31	-1,35	1,30	-0,94	-0,72	-1,67	1,77
Metropolitana de Belo Horizonte	1970-1980	0,76	-1,02	-1,35	-2,36	2,32	-0,91	-2,50	-3,42	3,74
	1980-1991	-0,16	-1,58	-2,71	-4,29	0,37	-1,37	-2,89	-4,26	0,32
	1991-2000	0,27	-1,24	0,67	-0,58	0,46	-0,81	2,46	1,64	-2,02
	1970-2000	0,88	-0,99	-0,47	-1,46	1,47	-0,80	-0,88	-1,68	2,10
Vale do Rio Doce	1970-1980	0,97	-0,79	-0,38	-1,18	1,49	-0,89	-1,01	-1,91	2,13
	1980-1991	-0,17	-1,22	-0,67	-1,90	0,64	-1,53	-0,96	-2,49	0,61
	1991-2000	0,42	-1,11	0,29	-0,81	0,74	-1,07	1,15	0,08	-0,07
	1970-2000	1,23	-0,84	-0,11	-0,95	1,13	-0,87	-0,28	-1,15	1,32
Oeste de Minas	1970-1980	0,91	-1,00	-0,86	-1,86	1,86	-1,08	-1,92	-2,99	2,78
	1980-1991	-0,14	-1,64	-1,18	-2,82	0,58	-1,88	-2,26	-4,14	0,45
	1991-2000	0,47	-1,56	-0,13	-1,69	1,09	-1,09	0,61	-0,48	0,44
	1970-2000	1,25	-1,14	-0,55	-1,69	1,48	-0,99	-0,92	-1,92	1,93
Sul/Sudoeste de Minas	1970-1980	0,84	-1,03	-0,93	-1,96	1,90	-1,07	-2,08	-3,15	2,94
	1980-1991	-0,11	-1,72	-1,63	-3,36	0,51	-1,89	-2,12	-4,02	0,47
	1991-2000	0,41	-1,57	0,01	-1,56	1,00	-1,10	0,98	-0,12	0,11
	1970-2000	1,14	-1,16	-0,53	-1,69	1,46	-1,00	-0,97	-1,98	1,97
Campo das Vertentes	1970-1980	0,79	-1,00	-0,87	-1,87	1,86	-1,10	-2,01	-3,11	2,82
	1980-1991	-0,22	-1,51	-0,87	-2,38	0,64	-1,76	-1,44	-3,20	0,55
	1991-2000	0,42	-1,40	0,14	-1,26	0,90	-1,26	1,06	-0,20	0,16
	1970-2000	0,99	-1,06	-0,44	-1,50	1,42	-1,02	-0,85	-1,87	1,83
Zona da Mata	1970-1980	0,79	-0,90	-0,69	-1,59	1,76	-0,99	-1,68	-2,67	2,70
	1980-1991	-0,12	-1,38	-2,15	-3,52	0,39	-1,71	-3,74	-5,44	0,31
	1991-2000	0,42	-1,29	-0,17	-1,47	1,13	-1,16	0,49	-0,67	0,58
	1970-2000	1,08	-1,00	-0,32	-1,32	1,32	-0,97	-0,61	-1,58	1,63
Minas Gerais	1970-1980	0,86	-0,89	-0,71	-1,60	1,79	-0,94	-1,60	-2,53	2,71
	1980-1991	-0,13	-1,39	-1,81	-3,20	0,43	-1,64	-2,62	-4,26	0,38
	1991-2000	0,36	-1,18	0,30	-0,88	0,74	-0,99	1,44	0,45	-0,45
	1970-2000	1,09	-0,93	-0,24	-1,17	1,26	-0,87	-0,47	-1,35	1,54

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Notas: Medidas calculadas a partir da *rdpc* e linha de pobreza absoluta de R\$ 75,50.

Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

g = crescimento da renda domiciliar *per capita*, η = elasticidade da pobreza em relação ao crescimento, η_G = efeito renda do crescimento na pobreza, η_R = efeito da desigualdade na pobreza, ϕ = índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Na década seguinte, subperíodo 1980-1991, a *rdpc* sofreu contração ($g < 0$) em todo o estado, com o índice pró-pobre indicando ter sido esta recessão pró-rico em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, para a pobreza, extrema pobreza e todas as medidas utilizadas, a exceção cabendo ao Noroeste de Minas. A recessão levou a um processo de piora na concentração de renda, sendo os indivíduos situados na cauda inferior duplamente afetados pela redução da renda e pela piora na desigualdade.

Tal resultado alinha-se aos de Tochetto *et al.* (2004), que concluem que a década de 1980 foi pró-rico em todos os estados.

Na década da estabilização, subperíodo 1991-2000, a retomada do crescimento da renda no estado alcançou os pobres de maneira diversa nas mesorregiões. Para a P_0 , verifica-se crescimento estritamente pró-pobre para Minas Gerais ($\phi = 1,12$) e demais mesorregiões, com exceção de Noroeste de Minas, Jequitinhonha e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, embora o índice para estas regiões se aproxime muito de 1 (ver tabela 5). Resende (2006), utilizando a curva de Son, não encontra crescimento pró-pobre para nenhuma macrorregião mineira neste mesmo período, sendo o resultado inconclusivo para metade das unidades. Quando analisa a “qualidade” do crescimento dos municípios, encontra uma porcentagem baixa dos mesmos (23,7% para Minas Gerais) com crescimento pró-pobre, enquanto, em 46,9% dos casos, o resultado continua inconclusivo. É interessante, portanto, observar que a metodologia utilizada por Resende (2006) é mais sensível às diferenciações internas às unidades estudadas, dando maior peso para as que não apresentaram crescimento pró-pobre. Enquanto Tochetto *et al.* (2004) parece verificar crescimento pró-pobre para todas as regiões e estados do país.⁶

É interessante contrastar os resultados obtidos para as mesorregiões de Minas com os obtidos para os municípios do Nordeste, por Gonçalves e Silveira Neto (2007), que encontram crescimento pró-pobre para somente 4,7% destes municípios, na década de 1990. Oliveira (2008) também conclui que poucos municípios nordestinos apresentaram crescimento pró-pobre no período. O autor estima a elasticidade-renda e a elasticidade-desigualdade da pobreza através de painel (assim como a elasticidade da pobreza em relação às transferências públicas) e obtém os efeitos líquidos das mesmas para os municípios do Nordeste. Conclui ainda que há dependência espacial na pobreza no Nordeste, o que corrobora as evidências para Minas Gerais de perpetuação do padrão mesorregional da pobreza, com a porção norte do estado (mesorregiões Norte de Minas, Jequitinhonha e Vale do Mucuri) concentrando o maior percentual de pobres e extremamente pobres, durante todo o período em análise. Assim como no Nordeste, há em Minas Gerais um bolsão crônico de pobreza.

Ao contrário do período do Milagre Econômico, para esta década, os índices caem em magnitude, quando se utiliza P_1 e P_2 , assim como para a extrema pobreza, deixando de ser estritamente pró-pobre para não estritamente pró-pobre e até mesmo inferior a zero, indicando um crescimento empobrecedor. Isto indica que, com a estabilização, os indivíduos com as menores rendas foram menos beneficiados pelo crescimento do período.

6. Salvato, Araújo Júnior e Mesquita (2008) não encontram um crescimento pró-pobre para a maioria das unidades de desenvolvimento humano da RMBH, utilizando metodologia semelhante à de Resende (2006).

No comparativo das duas décadas, 1970-1980 e 1991-2000, nas quais foram verificadas maiores evidências de crescimento estritamente pró-pobre para as mesorregiões, destaca-se que os índices Φ foram constantemente superiores na primeira década (Milagre Econômico) para o hiato de pobreza e extrema pobreza (P_1) e severidade da pobreza e da extrema pobreza (P_2) em todas as mesorregiões. Este resultado se repete para a proporção de extremamente pobres (P_0), mas não para a proporção de pobres (ver tabelas 5, 6 e 7). Em especial, algumas poucas mesorregiões que tiveram crescimento estritamente pró-pobre evidenciaram um desempenho melhor na década de 1991-2000, a saber: Zona da Mata, Campo das Vertentes, Sul/Sudoeste de Minas e Oeste de Minas. Por sua vez, apenas as mesorregiões Central Mineira, Vale do Mucuri e Norte de Minas (que possuem renda *per capita* inferiores no estado) foram pró-pobre na década de 1991-2000 e não pró-pobre na década de 1970-2000. Por fim, a mesorregião Metropolitana de Belo Horizonte foi a única que apresentou crescimento estritamente pró-pobre nos dois períodos, mas com um desempenho melhor no primeiro período (ver tabela 5).

Os casos de crescimento empobrecedor, ou seja, crescimento com aumento do índice de pobreza, acontecem, para P_1 , nas mesorregiões Norte de Minas, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Metropolitana de Belo Horizonte. Para P_2 , no Norte de Minas apenas. Já para a severidade da extrema pobreza (P_2), em Minas Gerais, Vale do Rio Doce, Metropolitana de Belo Horizonte, Central Mineira, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Vale do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas (ver tabelas 6 e 7).

Em síntese, os resultados destacados usando o índice de Kakwani e Pernia (2000) denotam a característica espacial bastante heterogênea do processo de crescimento mineiro, especialmente no que diz respeito às regiões com maior e menor renda *per capita*.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo examinou as inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, no período 1970-2000. Em específico, investigou-se como a pobreza se comportou em face do crescimento econômico mineiro (acima da média nacional, desde os anos 1970) e da (des)concentração da renda, isto é, como a pobreza respondeu a seus macrodeterminantes imediatos, crescimento e desigualdade de renda. Além disso, examinou-se a qualidade do crescimento econômico mineiro, se tem sido ou não pró-pobre. Para tanto, nos beneficiamos de um grande horizonte temporal para a análise, factível em decorrência da compatibilização da malha municipal mineira dos Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000 (IBGE, 2000) e posterior agregação na divisão mesorregional de 2000.

Investigar a tríade pobreza-desigualdade-crescimento em face de diferentes cenários macroeconômicos (Milagre Econômico, nos anos 1970, recessão com

hiperinflação, nos anos 1980, e a retomada da atividade econômica e estabilização, nos anos 1990) permitiu uma avaliação pormenorizada de como os macrodeterminantes da pobreza influenciaram o comportamento da pobreza mesorregional ao longo do período. Ademais, mesmo a pobreza sendo constantemente objeto de inúmeros estudos, ainda há poucos trabalhos que estudaram a tríade para Minas Gerais, como Resende (2006), Salvato *et al.* (2006), Prates (1996) e Simão (2004), e nenhum utilizando metodologias de decomposição temporal da pobreza nos seus macrodeterminantes imediatos. Nesse sentido, este trabalho procurou preencher esta lacuna.

Apesar do dinamismo da economia mineira, coexistem em Minas Gerais regiões ricas e desenvolvidas (como o Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e a RMBH) com regiões caracterizadas por bolsões crônicos de pobreza (Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas). O padrão espacial da pobreza absoluta é heterogêneo e aparenta se perpetuar ao longo das décadas, mesmo com a sensível melhora nos indicadores de pobreza de 1970 a 2000.

Os exercícios de decomposição temporal mostram a importância do macrodeterminante renda média na alteração dos níveis de pobreza. Para o período como um todo, 1970-2000, assim como para os subperíodos 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000, a contribuição da variação da renda média foi fator majoritariamente responsável pela queda da proporção de pobres e extremamente pobres, na primeira e na última década, e pelo aumento na década intermediária. Contudo, os resultados das decomposições são extremamente sensíveis ao indicador de pobreza utilizado, ou seja, utilizando P_1 e P_2 , o componente redistribuição passa a responder por uma parte maior da variação na pobreza (e na extrema pobreza) a ser explicada. Isso significa que a sensibilidade desses índices à intensidade da pobreza (extrema pobreza) e à desigualdade de renda entre os pobres revela a real importância do macrodeterminante desigualdade de renda, não captada por P_0 . Mas, mesmo sendo melhor captada por P_1 e P_2 , a melhora ou piora na concentração da renda continua relativamente menos importante na explicação da variação da pobreza nas mesorregiões historicamente mais pobres e de menor renda média, em relação às mesorregiões da parte sul do estado.

A investigação acerca da qualidade do crescimento econômico mineiro nas três décadas (1970, 1980 e 1990), utilizando a metodologia de crescimento pró-pobre, corrobora a investigação realizada a partir da decomposição temporal de Shapley. No período do Milagre Econômico, o crescimento foi estritamente pró-pobre em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, indicando que do grande crescimento da renda *per capita* observado no período os pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os não pobres. Contudo, o crescimento foi mais estritamente pró-pobre nas mesorregiões mais ricas, o que pode ter contribuído para a perpetuação da desigualdade regional na distribuição mesorregional da pobreza, nas décadas posteriores.

Na década de 1980, a recessão foi pró-rico em todas as mesorregiões, ou seja, os pobres e extremamente pobres foram proporcionalmente mais prejudicados pela redução da renda média, que foi acompanhada pelo acirramento da desigualdade de renda. A retomada do crescimento, na década de 1990, afetou os pobres de maneira diversa entre as mesorregiões, sendo menos pró-pobre do que no período do Milagre Econômico. Para a extrema pobreza, foi até mesmo empobrecedor. Embora a estabilização tenha trazido um ganho de renda real significativo, os indivíduos com as menores rendas foram os menos beneficiados, o que se refletiu em uma piora na desigualdade de renda. Portanto, das três décadas em análise, somente no período do Milagre os pobres e extremamente pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os não pobres do crescimento econômico.

Da estratégia empírica empregada infere-se que, nas mesorregiões mais pobres (Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas), incentivar políticas voltadas ao aumento do nível de renda é extremamente relevante como estratégia de combate à pobreza e à extrema pobreza, pois, como revelaram os exercícios de decomposição, o crescimento foi responsável pela queda nessas categorias, até mesmo contrapondo-se ao efeito adverso da piora na concentração de renda em alguns períodos. Além do efeito direto de redução da desigualdade – que atua de maneira mais adversa exatamente nas mesorregiões mais carentes –, a adoção conjunta de políticas redistributivas poderia aumentar a já efetividade do crescimento em reduzir a pobreza e, principalmente, a extrema pobreza. Afinal, as mesorregiões marcadas por bolsões crônicos de pobreza são também acentuadamente desiguais, mas nas mesorregiões mais pobres *vis-à-vis* as mais ricas da porção sul, a melhora na desigualdade de renda tem um menor impacto sobre a pobreza. Nessas mesorregiões pobres, o crescimento seria uma condição necessária para a erradicação da pobreza, enquanto a melhora na distribuição da renda *per capita* seria mais eficiente nas mesorregiões mais ricas, em função da já elevada renda média destas mesorregiões e também do elevado grau de desigualdade de renda intramesorregional.

Portanto, há um amplo espaço para políticas redistributivas em Minas Gerais, dada a elevada desigualdade de renda do estado, a maior entre os estados das regiões Sul e Sudeste. No entanto, essas políticas devem levar em conta as especificidades das mesorregiões (no nível hierárquico aqui analisado, o nível de renda e de desigualdade), de modo a serem mais efetivas no combate à pobreza, uma face cruel da enorme desigualdade regional mineira, retratada no corte mesorregional empregado. Políticas voltadas às mesorregiões cronicamente pobres (Vale do Rio Doce, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Norte de Minas) devem aliar incentivos ao crescimento e à redistribuição da renda. Enquanto políticas para a minoração da pobreza nas demais mesorregiões devem focalizar a redução da desigualdade de renda entre os classificados como pobres e os não pobres. Nesse mote, maturação, ampliação e melhor focalização dos programas sociais de transferência de renda e

previdenciários dos governos municipal, estadual e federal podem ser ferramentas importantes e efetivas para a redução da pobreza estadual.

ABSTRACT

We investigated the inter-relationships between poverty, inequality and growth for the 12 middle regions (mesorregions) in Minas Gerais, over the period 1970-2000. Applying Shapley Decomposition, our results show that over the whole period, and for its decennial-like sub-periods, the variation of the average income was the dominant effect explaining the decline in the proportion of poor and extremely poor for the very first and last decades and the increase for the middle one. The results for the decompositions are sensitive to the elicited poverty index. In spite of that, the change in inequality is less important to explain differences in poverty levels over time for the historically poorest mesorregions. In addition, we estimate the Pro-poor Growth Index, developed by Kakwani and Pernia (2000). In the 1970s, Minas Gerais and its mesorregions experienced a strictly pro-poor growth. During the 1980s, the economic recession was pro-rich. In the 1990s, growth has a diverse effect among the mesorregions, although it was less pro-poor than in the "Milagre Econômico" (Economic Miracle) period. If we focus on the extremely poor, growth has an immiserizing effect.

REFERÊNCIAS

- AMANN, E.; ASLANIDIS, N.; NIXSON, F.; WALTERS, B. Economic growth and poverty alleviation: a reconsideration of dollar and kraay. *European Journal of Development Research*, v. 18, n. 1, p. 22-44, Mar. 2006.
- ARAÚJO, T. F. *As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000*. 2007. 205f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Cedeplar, Belo Horizonte, 2007.
- BARRETO, F. A. *Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: o que sabemos sobre eles?* Fortaleza/CE: UFC/Caen/LEP, 2005 (Ensaio sobre a Pobreza, n. 1).
- BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. de; FRANCO, S.; GANUZA, E.; MENDONÇA, R. *Crecimiento con equidad: la lucha contra la pobreza en Centroamérica*. Colombia: PNUD-Ipea-Alfaomega, 2005. 273 p.
- BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. 32 p. (Texto para Discussão, n. 1.201).
- BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.
- BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. *O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza*. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. 17 p. (Texto para Discussão, n. 528).
- BONELLI, R.; RAMOS, L. *Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde os meados dos anos 70*. Rio de Janeiro: Ipea, 1993 (Texto para Discussão, n. 288).
- BOURGUIGNON, F. *The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods*. Paris/Fr: DELTA, 2002 (Working Paper, 2002-03).

- CHEIN, F. *Desigualdade regional, migração e urbanização: três ensaios sobre desenvolvimento*. 2006. 142 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Cedeplar, Belo Horizonte, 2006.
- CHEN, S.; WANG, Y. *China's growth and poverty reduction: trends between 1990 and 1999*. Washington, D.C.: World Bank, 2001. 24 p. (Policy Research Working Paper; n. 2.651).
- 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. 8 p. (Texto para Discussão, n. 897).
- DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures. *Journal of Development Economics*, v. 38, n. 2, p. 275-295, Apr. 1992.
- DHONGDE, S. *Decomposing spatial differences in poverty in India*. Helsinki: United Nations University/WIDER, 2004 (WIDER Research Paper, 2004/53).
- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. *The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004*. Washington, D.C.: World Bank, 2006. 40 p. (Policy Research Working Paper, n. 3.867).
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, p. 761-768, May 1984.
- GONÇALVES, M. B. C.; SILVEIRA NETO, R. da M. Crescimento pró-pobre nos municípios nordestinos: evidências para o período de 1991-2000. *Anais do FORUM BNB-2007*.
- HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Edusp, 1998. 275 p.
- _____. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 81-107.
- _____. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. *Economia Revista da Anpec*, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.
- HUPPI, M.; RAVALLION, M. The sectoral structure of poverty during an adjustment period: evidence for Indonesia in the mid-1980s. *World Development*, v. 19, n. 12, p. 1.653-1.678, 1991.
- IBGE. *Microdados da amostra do censo demográfico, 1970-2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.
- JAIN, L. R.; TEDULKAR, S. D. The role of growth and distribution in the observed change in head-count ratio measure of poverty: a decomposition exercise for India. *India Economic Review*, v. 25, n. 2, p. 165-205, 1990.
- KAKWANI, N. *On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand*. Sidney: University of New South Wales, 1997 (Discussion Paper, n. 16).
- KAKWANI, N.; PERNIA, E. M. What is pro-poor growth? *Asian Development Review*, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.
- KAKWANI, N.; SUBBARO, K. Rural poverty and its alleviation in India. *Economic and Political Weekly*, v. 25, p. A2-A16, 1990.
- KRAAY, A. *When is growth pro-poor?* Cross-country evidence. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2004. 34 p. (Working Paper, n. 04/47).
- MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; TEBALDI, E. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento “pró-pobre”. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 37, n. 3, p. 307-328, 2006.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro, BA. *Anais*. Belo Horizonte: Anpec, 2003. Disponível em CD-ROM.

MAZUMDAR, D.; SON, H. H. *Vulnerable groups and the labor market in Thailand: impact of the Asian financial crisis in the light of Thailand's growth process*. (Paper presented at a Workshop on the Impact of Globalization on the Labor Markets. Delhi: National Council of Applied Economic Research, 2003).

OLIVEIRA, C. A. de. Desigualdades regionais e pobreza no Nordeste: uma análise espacial do crescimento pró-pobre na década de noventa. *Anais do FORUM BNB-2008*.

PEROBELLI, F. S.; OLIVEIRA, A. F. O.; NOVY, L. G. G.; FERREIRA, M. V. Planejamento regional e potenciais de desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais na região em torno de Juiz de Fora: uma aplicação de análise fatorial. *Nova Economia*, v. 9, n. 1, p. 121-150, 1999.

PRATES, F. M. *Desigualdade de renda e pobreza em Minas Gerais*. 1996. 175 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Cedeplar, Belo Horizonte, 1996.

RAVALLION, M. *Pro-poor growth: a primer*. Washington, D.C.: World Bank, 2004. 28 p. (Policy Research Working Paper, n. 3.242).

RAVALLION, M.; CHEN, S. Measuring pro-poor growth. *Economic Letters*, v. 78, n. 1, p. 93-99, Jan. 2003.

RAVALLION, M.; DATT, G. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than in others? *Journal of Development Economics*, v. 68, n. 2, p. 381-400, Aug. 2002.

RESENDE, G. M. O crescimento econômico dos municípios mineiros tem sido pró-pobre? SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina, MG. *Anais*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2006. Disponível em CD-ROM.

RESENDE, L. P. F.; CUNHA, M. S. da. As causas das desigualdades no rendimento médio mensal dos chefes de domicílios do estado de Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina, MG. *Anais*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2002. Disponível em CD-ROM.

ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?* 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006. 244 p.

SALVATO, M. A.; ALVARENGA, P. S.; FRANÇA, C. S.; ARAÚJO JUNIOR, A. F. de. *Crescimento e desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000*. Belo Horizonte: Ibmecc-MG, 2006 (Working Paper, n. 33).

SALVATO, M. A.; ARAÚJO JÚNIOR, A. F.; MESQUITA, L. A. *Crescimento pró-pobre no Brasil na década de 1990: uma análise usando as unidades de desenvolvimento humano das regiões metropolitanas de BH*. In: ENCONTRO DA Abep, 16., 2008, Salvador, Recife e Manaus. *Anais*. Salvador, Recife e Manaus: Abep, 2008. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docsPDF/ABEP2008_1204.pdf>.

SANTOS, F. B. T. A construção econômica recente. In: BANCO DE DESENVOLVIMENTO DE MINAS GERAIS (Org.). *Minas Gerais no século XXI*. v. 1. Belo Horizonte: Rona, 2002. cap. 1, p. 15-56.

SHORROCKS, A. F. *Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value*. University of Essex, 1999. Mimeografado.

SILVEIRA NETO, R. M. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 36, n. 4, p. 483-507, out./dez. 2005.

SIMÃO, R. C. S. *Distribuição de renda e pobreza no estado de Minas Gerais*. 2004. 112 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2004.

SON, H. H. A new poverty decomposition. *Journal of Economic Inequality*, v. 1, n. 2, p. 181-187, 2003.

TOCHETTO, D. G.; RIBEIRO, E. P.; COMIM, F. V.; PORTO JÚNIOR, S. S. Crescimento pró-pobre no Brasil – uma análise exploratória. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, PB. *Anais*. Belo Horizonte: Anpec, 2004. Disponível em CD-ROM.

ZHANG, Y.; WAN, G. *Why do poverty rates differ from region to region? The case of urban China*. Helsinki: United Nations University/WIDER, 2005 (WIDER Research Paper, n. 2005/56).

(Originais submetidos em agosto de 2008. Última versão recebida em abril de 2009. Aprovada em junho de 2009.)

INFRAESTRUTURA, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE REGIONAL: UMA PROJEÇÃO DOS IMPACTOS DOS INVESTIMENTOS DO PROGRAMA DE ACELERAÇÃO DO CRESCIMENTO (PAC) EM MINAS GERAIS*

Edson Paulo Domingues**

Aline Souza Magalhães***

Weslem Rodrigues Faria****

O objetivo deste artigo é projetar os efeitos regionais de investimentos em infraestrutura, analisando seus impactos sobre crescimento e desigualdade regional. Para isso, o artigo parte do conjunto de investimentos em infraestrutura em Minas Gerais previstos para o período 2008-2011 no âmbito do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). A análise baseia-se em um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) multirregional para a economia brasileira. Tal modelo é *bottom-up* para os 27 estados e *top-down* para as 558 microrregiões do Brasil, e permite produzir projeções de impacto dos investimentos do PAC em Minas Gerais e suas microrregiões, assim como efeitos de vazamento e *spillover* para os demais estados da Federação. Os resultados indicam que os investimentos, tomados em conjunto, contribuem significativamente para o crescimento de Minas Gerais, mas tendem a aumentar a desigualdade regional no estado no longo prazo.

1 INTRODUÇÃO

No início de 2007 o governo federal anunciou o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), baseado na convicção de que o investimento público pode ser um indutor do investimento privado. O PAC pretendia investir, em quatro anos, R\$ 503,9 bilhões, sendo esses recursos provenientes das diversas esferas do governo federal, das estatais federais e do setor privado (PAC, 2007). Desse montante, o PAC projeta investir R\$ 3,6 bilhões em Minas Gerais. Os recursos terão como

* Este trabalho é resultado de pesquisas apoiadas pelos editais MCT/CNPq 14/2008, 06/2008 e 03/2008. Os autores agradecem os comentários dos participantes do XX Seminário de Economia Mineira realizado em Diamantina em 2008. Os dados e os modelos utilizados neste trabalho derivam das atividades desenvolvidas no âmbito do projeto *Estudo para Subsidiar a Abordagem da Dimensão Territorial do Desenvolvimento Nacional no PPA 2008-2011* e no *Planejamento Governamental de Longo Prazo*, gerenciado pelo Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE) e contratado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG). Contribuíram especialmente no desenvolvimento do modelo de equilíbrio geral computável os professores Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP), James Giesecke e Mark Horridge do Cops-Monash, Austrália, Mauro Borges Lemos e Ricardo Machado Ruiz do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar/UFMG). Os resultados e a análise neste trabalho refletem a opinião dos autores.

** Professor Adjunto III da Faculdade de Ciências Econômicas (Face) e do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da UFMG, Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq e do Programa Pesquisador Mineiro II da FAPEMIG.

*** Doutoranda em Economia no Cedeplar/UFMG e Bolsista de Desenvolvimento Tecnológico Industrial do CNPq.

**** Doutorando em Economia na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA) da USP e Bolsista de Desenvolvimento Tecnológico Industrial do CNPq.

destinos principais os setores de saneamento, com destaque para a revitalização de bacias hidrográficas e implantação e ampliação de redes de abastecimento de água e esgotamento sanitário, e de habitação, principalmente para urbanização de favelas (MDS, 2008).

O diagnóstico subjacente ao anúncio do PAC era que as carências e deficiências de infraestrutura brasileira constituíam sério obstáculo ao crescimento e desenvolvimento econômico do país. A relação entre investimento em infraestrutura e crescimento tem sido analisada sob diversos ângulos, e as conclusões não são unânimes. Para o caso do Brasil, porém, Ferreira (1996) fornece estimativas que sugerem que o investimento em infraestrutura tem impacto significativo sobre o crescimento.¹

Embora os projetos incluídos no PAC, principalmente os de infraestrutura de transportes e logística, desejem também promover maior integração territorial e contribuir para a diminuição da desigualdade regional, não parece haver um objetivo claro nesse sentido. Programas que focam o crescimento econômico, como o PAC, tendem a não se preocupar diretamente com as disparidades regionais, tanto na sua formulação quanto nos seus impactos.

Haddad (1996) e Diniz (1993) retratam a questão das desigualdades regionais e seus aspectos estruturais. A associação entre crescimento econômico, desenvolvimento regional e investimento em infraestrutura possui caráter perverso em certo sentido. Investimentos em saneamento, habitação, rodovias, entre outros setores, contribuem para a eficiência e o crescimento econômico do país; entretanto seu impacto sobre as economias regionais (estados e municípios) pode ser bastante heterogêneo e atuar no sentido de concentrar a renda e os recursos econômicos, acentuando o problema da desigualdade regional.

Assim, parece haver uma associação mais clara entre investimento em infraestrutura e crescimento econômico do que entre investimento em infraestrutura e desigualdade regional. Para uma análise destes aspectos, são necessários métodos que levem em consideração as características estruturais e inter-regionais do sistema econômico brasileiro de forma integrada e consistente. Além disso, aspectos conjunturais e outros fenômenos econômicos devem ser separados da análise. Estas duas características desejáveis sugerem que modelos de simulação são mais adequados ao estudo do impacto de investimentos em infraestrutura. Modelos multirregionais de equilíbrio geral computável (EGC) representam uma metodologia que possui tais características, e podem projetar o impacto de investimentos em infraestrutura localizados setorialmente e geograficamente. A partir destes modelos, os impactos

1. Algumas evidências empíricas sugerem que o gasto público com investimentos em infraestrutura não produz impactos significativos sobre a produtividade e o crescimento do produto, como em Gramlich (1994), Sanchez-Robles (1998) e Santana, Garcia e Souza (2005). Estes trabalhos também revelam as dificuldades metodológicas quanto a estimações econométricas nesse tema.

sobre crescimento e desigualdade regional de investimentos em infraestrutura na economia brasileira podem ser estudados.

Este trabalho utiliza um modelo EGC interestadual para a economia brasileira, especialmente capacitado para a análise de investimentos em infraestrutura e seus impactos em diferentes escalas territoriais (estados, microrregiões e municípios). O conjunto de investimentos analisados são os associados ao PAC do governo federal em Minas Gerais, e supõe-se que sejam executados entre 2008 e 2011.

A escolha de Minas Gerais como foco do estudo tem o propósito de projetar e analisar os efeitos de *vazamentos* e *spillovers* dos investimentos em infraestrutura, um tópico pouco abordado na literatura.² Características geográficas e estruturais de Minas Gerais, um estado vizinho de regiões mais desenvolvidas a Sul e a Sudeste (São Paulo e Rio de Janeiro) e menos desenvolvidas a Norte e a Centro-Oeste (Bahia e Goiás) tornam essa análise um ponto de interesse. Além disso, a economia do Estado de Minas Gerais, internamente, pode ser considerada uma síntese da estrutura regional brasileira, com uma região mais pobre e menos desenvolvida na parte norte/nordeste e uma região mais rica e desenvolvida ao sul, o que sugere um impacto intraestadual bastante diferenciado dos investimentos em infraestrutura.

Este trabalho está organizado em mais quatro seções, além desta. Na seção 2 são descritos os investimentos em infraestrutura selecionados para as simulações. O modelo EGC utilizado é sumarizado na seção 3. A seção 4 apresenta as hipóteses na operacionalização do modelo e o resultado das simulações. A seção 5 tece alguns comentários finais.

2 OS INVESTIMENTOS EM INFRAESTRUTURA DO PAC EM MINAS GERAIS

Estudo do Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais (BDMG, 2004) constatou que as condições de infraestrutura em Minas Gerais são bastante heterogêneas, tanto no que diz respeito aos seus componentes quanto às condições de acesso das várias regiões e estratos da população. Os resultados dessa pesquisa mostram que há um razoável acesso aos serviços básicos de energia e telecomunicações, mas agravaram-se as carências ao acesso a serviços de transportes, logística e saneamento. O estudo conclui que o setor de transporte e logística representa um dos principais gargalos ao desenvolvimento de Minas Gerais. Na infraestrutura de saneamento, o problema maior reside na desigualdade de acesso e na situação de carência extrema em algumas regiões. Municípios localizados principalmente ao norte, noroeste e Jequitinhonha/Mucuri apresentam baixa cobertura de abastecimento de água e de esgotamento sanitário. Com relação à energia elétrica constatou-se que a oferta é satisfatória, sendo que no total do consumo mineiro 38% vêm de fonte hidráulica.

2. Simulações de todo o investimento do PAC (em todos os estados) impediriam a separação dos efeitos diretos e indiretos nas regiões.

A infraestrutura de telecomunicações parece ter evoluído satisfatoriamente, principalmente após a reestruturação do sistema iniciada em 1995.

O passo inicial neste estudo é a contabilização dos investimentos em áreas afins (agrupamentos) e estados, de acordo com a estrutura setorial e regional do modelo EGC (seção 3). Nesta seção são apresentados os procedimentos de compatibilização e organização dos investimentos associados ao PAC em Minas Gerais.

A contabilização dos investimentos do PAC no estado partiu de diversas fontes de informação.³ Quando necessário, os investimentos foram regionalizados (por estado) seguindo critérios específicos, discutidos adiante. Embora tenham sido coletados os dados para os investimentos do PAC em todo o país, apenas os que recaem sobre Minas Gerais serão analisados, com o objetivo de isolar o efeito dos investimentos no estado e seus impactos em outras regiões.

Os investimentos em infraestrutura selecionados foram agregados em nove agrupamentos afins: petróleo e gás, refino e petroquímica, biocombustíveis, recursos hídricos, saneamento, habitação, eletricidade, rodovias e telecomunicações.

Na sua aceção original, estes investimentos correspondem aos valores brutos, que não discriminam os investimentos realizados com base na tendência recente, daqueles líquidos, adicionais aos níveis históricos. Nas simulações, como o objetivo é verificar o efeito destes investimentos em relação a uma linha referencial da economia mineira, consideram-se apenas os investimentos líquidos, estimados a partir de coeficientes de tendência das séries históricas. Para isso, procedimentos econométricos foram utilizados para a separação do componente tendencial de cada agrupamento destes investimentos de infraestrutura.⁴ O componente líquido destes investimentos, como proporção do total, foi aplicado ao desembolso bruto projetado no estado, representando, portanto, uma taxa uniforme de desconto. Na tabela 1, encontram-se os coeficientes utilizados por agrupamento. Não há diferenciação estadual para estes coeficientes, uma vez que as informações sobre o montante histórico de investimentos em infraestrutura por estado não estão disponíveis.

3. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG), Ministério dos Transportes, Empresa de Pesquisa Energética (EPE), Petrobras, Ministério do Desenvolvimento Regional e Urbano, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), Ministério da Saúde, entre outros.

4. Em primeiro lugar foram calculadas equações para verificar a tendência histórica do crescimento dos investimentos nos diversos setores. De posse do nível tendencial de crescimento, foram realizadas projeções a partir dos níveis de investimento em 2006 (em valores monetários) até 2011. A diferença percentual entre os valores monetários projetados e aqueles previstos pela carteira de investimentos foi considerada como o incremento no investimento para cada setor. Os dados utilizados foram séries históricas de investimentos em infraestrutura disponíveis publicamente pela Petrobras (para petróleo, gás, refino, petroquímica e biocombustíveis), Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) (saneamento e habitação), Ministério de Minas e Energia (MME) (eletricidade) e dados de investimento das operadoras de telefonia fixa e móvel (telecomunicações).

TABELA 1
Coefficientes de investimento adicional por agrupamentos
 (Em %)

Agrupamento	Coefficiente
Petróleo e gás	38,53
Refino e petroquímica	38,53
Biocombustíveis	38,53
Saneamento	50,61
Habitação	50,61
Eletricidade	43,21
Telecomunicações	31,80

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nos agrupamentos de recursos hídricos e rodovias adotaram-se procedimentos específicos, uma vez que não é necessária a aplicação de taxas de corte, já que foram selecionados apenas projetos considerados novos (excluem-se, por exemplo, os investimentos em manutenção de rodovias). Em recursos hídricos, identificaram-se as rubricas de investimento que podem ser consideradas novos projetos, dentre eles, a Revitalização da Bacia Hidrográfica do São Francisco e Sistema de Macrodrenagem em Minas Gerais (Bacia do Rio Caratinga). O mesmo critério foi utilizado no agrupamento rodovias, no qual foram consideradas as principais intervenções rodoviárias, entre elas, Adequação de Capacidade e Duplicação da BR-381 (Belo Horizonte–Governador Valadares) e Duplicação da BR-262 (Betim–Nova Serrana).

Nos agrupamentos referentes a eletricidade, petróleo e gás, refino, biocombustíveis e telecomunicações, os valores referem-se a diversos tipos de obras (anexo A). Em linhas gerais, eletricidade refere-se a investimentos na área de infraestrutura energética (linhas de transmissão, unidades hidroelétricas, termogeradoras) ancorados no Plano Estratégico de Energia elaborado pela EPE. Petróleo e gás representam, basicamente, investimentos da Petrobras com dutos, oleodutos e polidutos previstos em Minas Gerais. O agrupamento refino e petroquímica são projetos de refino na Refinaria Gabriel Passos (Regap), localizada em Betim, e do Complexo Acrílico. Por sua vez, as inversões em biocombustíveis representam projetos de instalação de unidades industriais de biodiesel e investimentos no desenvolvimento do processo tecnológico para a expansão da produção de etanol.

No caso de telecomunicações, os investimentos são inteiramente privados, fazendo parte dos planos de expansão das empresas do setor (declaração de intenções) e estimou-se que apenas 31,8% do investimento anunciado representam um montante acima do observado historicamente. A distribuição estadual deste investimento segue o anunciado pelas empresas.

Nas simulações, a hipótese é que estes investimentos sejam implementados entre 2008 e 2011, e tornem-se operacionais a partir de 2012. Operacionalmente

no modelo, os desembolsos totais dos projetos foram distribuídos por um período de quatro anos e deflacionados para o ano-base do banco de dados (2003). Estes investimentos representam uma injeção anual de recursos de aproximadamente 2% do produto interno bruto (PIB) de Minas Gerais (tabela 2). Considerando-se a carteira de investimentos, os agrupamentos mais relevantes de investimento são saneamento, habitação, telecomunicações e rodovias. Segundo o critério utilizado, estes investimentos representam a ampliação da infraestrutura acima da tendência média observada historicamente na economia brasileira.

TABELA 2

Composição anual dos investimentos em Minas Gerais associados ao PAC – 2008 a 2011

Agrupamento	Investimento bruto			Investimento líquido		
	R\$ milhões	Participação %	% do PIB de MG	R\$ milhões	Participação %	% de PIB de MG
Petróleo e gás	318,46	4,0	0,17	122,70	3,3	0,07
Refino e petroquímica	490,20	6,1	0,27	188,87	5,1	0,10
Biocombustíveis	539,41	6,7	0,29	207,83	5,7	0,11
Recursos hídricos	186,48	2,3	0,10	186,48	5,1	0,10
Saneamento	1.096,16	13,6	0,60	554,77	15,1	0,30
Habitação	1.295,32	16,1	0,70	655,56	17,9	0,36
Eletricidade	775,89	9,6	0,42	335,26	9,1	0,18
Rodovias	514,00	6,4	0,28	514,00	14,0	0,28
Telecomunicações	2.844,37	35,3	1,55	904,51	24,6	0,49
Total	8.060,29	100,0	4,38	3.670,75	100,0	2,00

Fonte: Elaboração própria.

O objetivo deste trabalho é projetar o impacto destes investimentos sobre a economia de Minas Gerais e do Brasil, em termos de crescimento e desigualdade regional. A próxima seção descreve as principais características do modelo de equilíbrio geral utilizado nas simulações.

3 MODELO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL MULTIRREGIONAL

O modelo utilizado neste artigo é denominado Integrated Multi-regional Applied General Equilibrium Model-Brazil (IMAGEM-B), devido à especificação multirregional integrada: é um modelo *bottom-up* para os 27 estados e *top-down* para as 558 microrregiões do Brasil.⁵ Na especificação *bottom-up* o comportamento dos

5. Um modelo EGC *bottom-up* microrregional mostra-se impraticável por duas razões. Primeiramente, a base de dados desse modelo teria de ser quase totalmente produzida a partir de métodos de calibragem, uma vez que a maior parte das informações necessárias não existe, especialmente matrizes de comércio. Essa necessidade provavelmente implicaria uma definição setorial bastante agregada. Computacionalmente, mesmo a teoria mais “enxuta” do IMAGEM-B poderia ser extremamente complexa na implementação de uma simulação, requerendo várias horas de processamento.

agentes é modelado a nível estadual (regiões endógenas) e, neste sentido, os resultados nacionais são agregações dos resultados estaduais. A especificação *top-down* para microrregiões permite uma decomposição consistente dos resultados estaduais nesse nível de regionalização.⁶ O modelo permite simular políticas geradoras de impactos sobre preços específicos das regiões endógenas, assim como modelar a mobilidade regional de fatores (entre regiões ou setores). Outra característica importante e específica do IMAGEM-B é a capacidade de lidar com margens de transporte e comercialização diferenciadas regionalmente. Essa especificidade permite que políticas direcionadas à melhoria da infraestrutura de transportes, por exemplo, sejam detalhadamente especificadas.

O módulo *bottom-up* do modelo segue a estrutura teórica do modelo TERM (HORRIDGE; MADDEN; WITTEWER, 2005). O IMAGEM-B é um modelo do tipo Johansen, no qual a estrutura matemática é representada por um conjunto de equações linearizadas e as soluções são obtidas na forma de taxas de crescimento, seguindo a tradição australiana em modelos EGC.

A tradição australiana de modelagem em EGC está bastante disseminada e estabelecida no Brasil. O modelo B-MARIA (HADDAD, 1999) foi o primeiro modelo EGC multirregional totalmente operacionalizado para a economia brasileira, desenvolvido a partir da estrutura teórica do modelo Monash-MRF (ADAMS; HORRIDGE; PARMENTER, 2000). A partir da estrutura teórica e aplicada do modelo B-MARIA derivam os modelos SPARTA (DOMINGUES, 2002) e B-MARIA-27 (PEROBELLI, 2004). Diversas aplicações desses modelos podem ser encontradas na literatura.⁷

Uma das principais características do IMAGEM-B, comparativamente aos modelos regionais baseados no Monash-MRF, é sua capacidade computacional de trabalhar com um grande número de regiões e setores a partir de base de dados mais simples. Esta característica decorre da estrutura mais compacta da base de dados e de hipóteses simplificadoras na modelagem do comércio multirregional. O modelo assume que todos os usuários numa região em particular, de bens industriais, por exemplo, utilizam como origem as demais regiões em proporções fixas. Assim, a necessidade de dados de origem por usos específicos no destino é eliminada, assim como a necessidade de ter estas informações no banco de dados. Esta especificação do modelo é uma vantagem em termos de implementação, dadas as restrições de informações regionais de fluxos de bens. No caso brasileiro, por exemplo, existem

6. A especificação dessa decomposição *top-down* segue o modelo delineado em Leontief *et al.* (1965) e implementado em Dixon *et al.* (1982) no modelo Orani.

7. Como, por exemplo, Haddad e Hewings (2005), Haddad e Domingues (2003) e Domingues e Haddad (2003). O Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo (Nereus/USP), disponível em: <<http://www.econ.fea.usp.br/nereus/>>, disponibiliza diversos materiais sobre estes modelos.

matrizes de comércio interestadual por setores (VASCONCELOS; OLIVEIRA, 2006), mas não a informação sobre a destinação por uso nas regiões compradoras. Esta informação foi utilizada para calibrar as matrizes de comércio do IMAGEM-B, o que o distingue das versões do TERM calibradas para outros países.

A seguir, são detalhadas algumas características da estrutura teórica do modelo.⁸

3.1 Mecanismo de composição por origem das demandas regionais

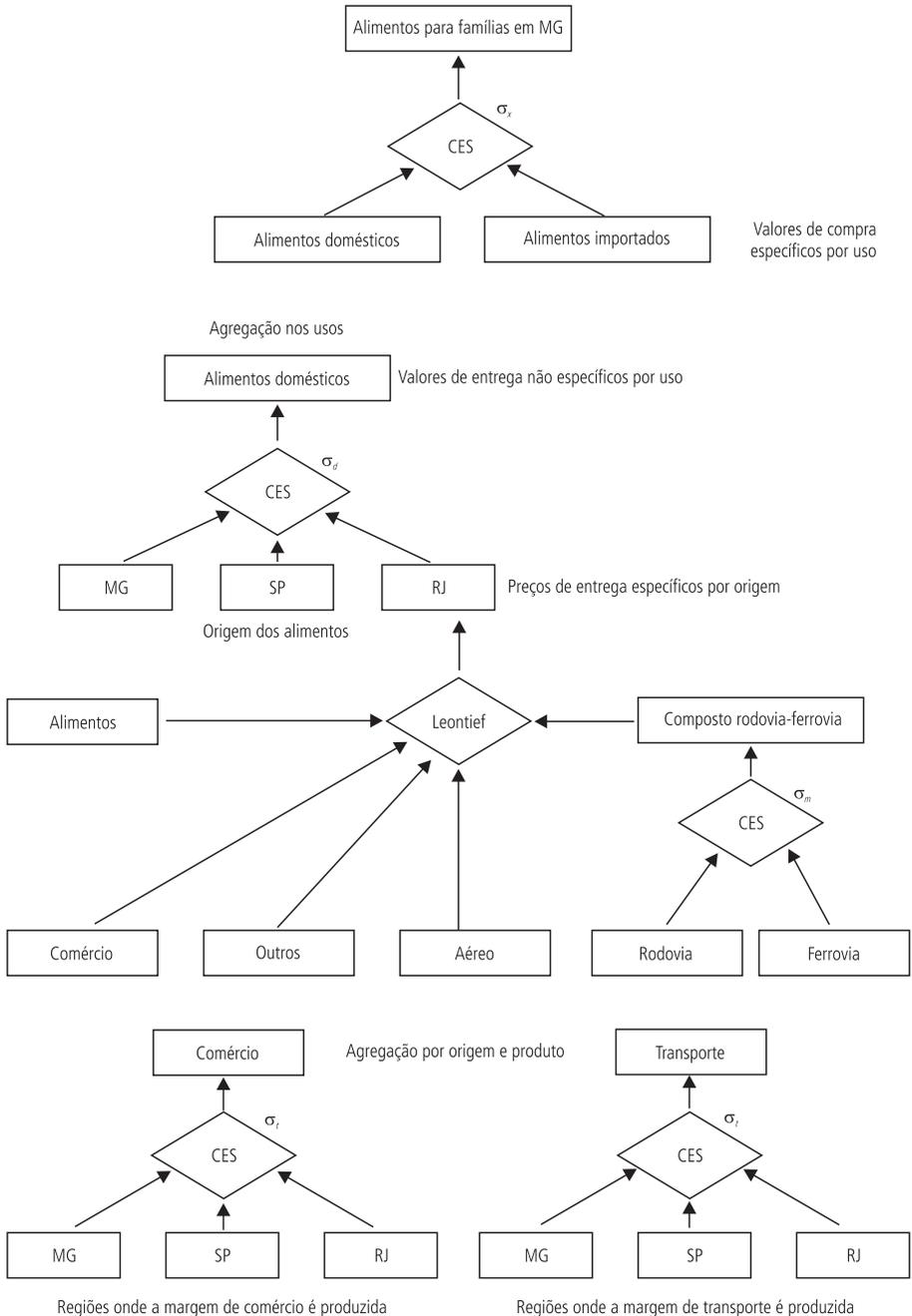
A figura 1 representa o sistema de composição por origem das demandas do modelo e representa a composição da demanda das famílias de Minas Gerais por alimentos. Vale lembrar que também se aplicam para os outros bens e usos do modelo, setores ou usuários finais. A figura 1 está segmentada em quatro níveis. No primeiro nível (I) as famílias escolhem entre alimentos domésticos e importados (de outro país), escolha descrita por uma especificação CES (hipótese de Armington). As demandas são relacionadas aos valores de compra específicos por uso. A elasticidade de substituição entre o composto doméstico e importado é σ_x . Este parâmetro costuma ser específico por bem, mas comum por uso e região de uso, embora estimativas diferenciadas possam ser utilizadas. As demandas por bens domésticos numa região são agregadas (para todos os usos) de forma a determinar o valor total. A matriz de uso é valorada em preços de “entrega” – que incluem os valores básicos e de margem, mas não os impostos por uso específico.

O segundo nível (II) trata a origem do composto doméstico entre as várias regiões. Uma matriz mostra como esse composto é dividido entre as r regiões de origem. Novamente, uma especificação CES controla esta alocação, com elasticidade σ_r . A especificação CES implica que regiões com queda de custo relativo de produção aumentam seu *market share* na região de destino do produto. O mecanismo de substituição é baseado em preços de entrega, que incluem margens de comércio e de transporte. Portanto, mesmo que os preços de produção estejam fixos, alterações nos custos de transporte afetam os *market shares* regionais. Note-se que as variáveis neste nível não possuem o subscrito por uso – a decisão é feita com base em todos os usos (como se atacadistas, e não usuários finais, decidissem a origem dos alimentos importados de outras regiões). A implicação desta hipótese é que em Minas Gerais a proporção de alimentos provenientes de São Paulo, por exemplo, é a mesma no uso das famílias e nos demais usos, como para insumos intermediários dos setores. Esta característica está de acordo com o banco de dados disponível para o comércio interestadual brasileiro, que não especifica o uso dos fluxos por estado de destino.

8. Aplicações do modelo podem ser encontradas em diversos trabalhos: Magalhães (2009) e Magalhães e Faria (2008), sobre comércio inter-regional; Faria (2009), acerca dos impactos de investimentos rodoviários no Brasil; Domingues, Magalhães e Ruiz (2008), sobre impactos de mudanças climáticas no Nordeste; e Magalhães e Domingues (2009), sobre comércio inter-regional e desigualdade.

FIGURA 1

Mecanismo de composição da demanda no modelo IMAGEM-B



Fonte: Elaboração própria.

O nível (III) mostra como os alimentos do Rio de Janeiro direcionados a Minas Gerais são compostos pelos valores básicos e margens de comércio e transporte rodoviário, ferroviário, e outros. A participação de cada componente no preço de entrega é determinada por uma função do tipo Leontief, de participações fixas. Dessa forma elimina-se a hipótese de que ocorra substituição entre margens de comércio e de transporte dos diversos modais. A participação de cada margem no preço de entrega é uma combinação de origem, destino, bem e fonte. Por exemplo, espera-se que a participação dos custos de transporte no preço de entrega seja elevada entre duas regiões distantes, ou para bens com elevada participação dos custos de transporte em seu preço.

A parte final da hierarquia de substituição (IV) indica como as margens sobre alimentos do Rio de Janeiro para Minas Gerais podem ser produzidas em diferentes regiões. A figura retrata o mecanismo de origem para as margens de transporte rodoviário, mas também se aplica aos outros modais. Espera-se que estas margens sejam distribuídas mais ou menos equitativamente entre origem (Rio de Janeiro) e destino (Minas Gerais), ou entre regiões intermediárias no caso de transporte entre regiões mais distantes (por exemplo, Rio de Janeiro e Mato Grosso). Existe algum grau de substituição nos fornecedores de margem, regulada pela elasticidade σ_r . Esta elasticidade pode capturar certa capacidade de os transportadores realocarem seus depósitos de armazenagem ao longo de rotas (um parâmetro típico para esta substituição é 0,5). Para as margens de comércio, por outro lado, espera-se que a maior parte da margem seja produzida na região de destino (uso), então o escopo para substituição deve ser menor (a elasticidade pode ser calibrada para algo próximo de zero, como 0,1). Novamente, esta decisão de substituição é tomada no nível agregado. A hipótese implícita é que a participação de São Paulo, digamos, na provisão de margens na comercialização de bens entre Bahia e Santa Catarina, é a mesma, não importa o bem que esteja sendo transportado.

O mesmo mecanismo de origem de fluxos é aplicado aos bens importados, mas traçando sua origem ao porto de entrada como região de origem (que é o mercado externo).

3.2 Tecnologia de produção setorial

Cada setor regional pode produzir mais de um produto, utilizando-se de insumos domésticos e importados, trabalho e capital e terra. Esta opção é tratada a partir de hipóteses de separabilidade, que reduzem a necessidade de parâmetros. Assim, a função de produção genérica de um setor é composta de dois blocos, um que diz respeito à composição da produção setorial, e outro que diz respeito à utilização dos insumos. Na composição dos insumos há substituição entre fatores primários (terra, trabalho e capital) e entre o composto de fatores primários e insumos intermediários. A substituição por origem segue a explicitada na figura 1. Ademais, o fator terra

(utilizado pela agropecuária, extrativa mineral, petróleo e gás e eletricidade) é fixo. A tecnologia de produção possui retornos constantes de escala.

A utilização de retornos crescentes de escala em modelos EGC regionais/estruturais não é uma hipótese usual, ao contrário dos modelos econométricos reduzidos da Nova Geografia Econômica. Teoricamente, a introdução dessa hipótese em um modelo de equilíbrio geral pode causar problemas de existência ou multiplicidade de equilíbrios (MAS-COLELL; GREEN; WHINSTON, 1995). Uma abordagem paramétrica de retornos crescentes em um modelo EGC regional para o Brasil pode ser encontrada em Haddad (2004). Nesse trabalho, entretanto, apenas um conjunto de oito setores foi especificado, e os parâmetros de retorno foram estimados em uma *cross-section* estadual. Inexistem, entretanto, estimativas econométricas para retornos de escala nos níveis setorial e regional do modelo deste artigo. Assim, existem razões teóricas e práticas para a manutenção da hipótese de retornos constantes. Pode-se considerar, a princípio, que os resultados obtidos das simulações correspondam ao limite inferior dos benefícios dos investimentos; retornos crescentes homogêneos (nos setores regionais) tenderiam a ampliar os impactos positivos e minimizar impactos negativos (decorrentes das hipóteses de fatores fixos no curto ou no longo prazo).

3.3 Demanda das famílias

No modelo, há um conjunto de famílias representativas em cada região, que consome bens domésticos (das regiões da economia nacional) e bens importados. O tratamento da demanda das famílias é baseado num sistema combinado de preferências CES/Klein-Rubin. As equações de demanda são derivadas a partir de um problema de maximização de utilidade, cuja solução segue etapas hierarquizadas. No primeiro nível ocorre substituição CES entre bens domésticos e importados. No nível superior subsequente há uma agregação Klein-Rubin dos bens compostos; assim a utilidade derivada do consumo é maximizada segundo essa função de utilidade. Essa especificação dá origem ao Sistema Linear de Gastos – Linear Expenditure System (LES) – no qual a participação do gasto acima do nível de subsistência, para cada bem, representa uma proporção constante do gasto total de subsistência de cada família.

3.4 Demanda por investimentos

Os “investidores” são uma categoria de uso da demanda final, responsáveis pela produção de novas unidades de capital – formação bruta de capital fixo (FBCF). Estes escolhem os insumos utilizados no processo de criação de capital através de um processo de minimização de custos sujeito a uma estrutura de tecnologia hierarquizada. Como na tecnologia de produção, o bem de capital é produzido por insumos domésticos e importados. No primeiro nível, uma função CES é utilizada na combinação de bens de origem doméstica e bens importados. No

segundo nível, um agregado do conjunto dos insumos intermediários compostos é formado pela combinação em proporções fixas (Leontief), o que define o nível de produção do capital do setor. Nenhum fator primário é utilizado diretamente como insumo na formação de capital.

A utilização do modelo em estática comparativa implica que não existe relação fixa entre capital e investimento, essa relação é escolhida de acordo com os requisitos específicos da simulação. Por exemplo, em simulações típicas de estática comparativa de longo prazo assume-se que o crescimento do investimento e do capital são idênticos (ver PETER *et al.*, 1996).

A primeira configuração específica que a criação do novo estoque de capital em cada setor está relacionada à lucratividade do setor. Como discutido em Dixon *et al.* (1982), este tipo de modelagem se preocupa primordialmente com a forma como os gastos de investimento são alocados setorialmente, e não com a determinação do investimento privado agregado. Além disso, a concepção temporal de investimento empregada não tem correspondência com um calendário exato; esta seria uma característica necessária se o modelo tivesse o objetivo de explicar o caminho de expansão do investimento ao longo do tempo. Destarte, a preocupação principal na modelagem do investimento é captar os efeitos de choques na alocação do gasto de investimento do ano corrente entre os setores.

3.5 Demanda por exportações, do governo e estoques

Em um modelo onde o Resto do Mundo é exógeno, a hipótese usual é definir curvas de demanda negativamente inclinadas nos próprios preços no mercado mundial. No modelo um vetor de elasticidades (diferenciado por produto, mas não por região de origem) representa resposta da demanda externa a alterações no preço FOB das exportações. Termos de deslocamentos no preço e na demanda por exportações possibilitam choques nas curvas de demanda.

As funções de demanda por exportações representam a saída de bens compostos que deixam o país por uma determinada região (porto). Como a mesma especificação de composição por origem da demanda se aplica às exportações, o modelo pode capturar os custos de transporte, por exemplo, das exportações de produtos de Minas Gerais que saem pelo porto de Vitória (Espírito Santo). Esta característica distinta do modelo permite diferenciar o local de produção do bem exportado e seu ponto (região) de exportação. Convém notar que este tipo de informação (volume de exportações estaduais que deixam o país por determinado porto de saída) está disponível, para o Brasil, no *Sistema Alice*, da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), e foi utilizado na calibragem do modelo.

A demanda do governo regional no modelo representa a soma das demandas das esferas de governo (federal, estadual e municipal). A demanda do governo não é modelada explicitamente, pode tanto seguir a renda regional como um cenário exógeno.

3.6 Mercado de trabalho

O modelo não possui uma teoria para a oferta de trabalho. As opções de operacionalização do modelo são: *i*) emprego exógeno (fixo ou com variações determinadas por características demográficas históricas) com salários se ajustando endogenamente para equilibrar o mercado de trabalho regional; e *ii*) salário real (ou nominal) fixo e o emprego determinado pelo lado da demanda no mercado de trabalho.

Na configuração padrão de “curto prazo” todos os salários estão indexados ao índice de preços do consumo na região, ou então indexados a um índice nacional de preços. Na configuração típica de “longo prazo” o emprego nacional é exógeno, implicando uma resposta endógena do salário médio, com diferenciais de salário setoriais e regionais fixos. Assim, há mobilidade intersetorial e regional de trabalho.

3.7 Equilíbrio de mercados, demanda por margens e preços de compra

O modelo opera com equações de equilíbrio de mercado para todos os bens consumidos localmente, tanto domésticos como importados. Os preços de compra para cada um dos grupos de uso (produtores, investidores, famílias, exportadores e governo) são a soma dos valores básicos, impostos (diretos e indiretos) sobre vendas e margens. Impostos sobre vendas são tratados como taxas *ad valorem* sobre os fluxos básicos. Há equilíbrio de mercado para todos os bens, tanto domésticos como importados, assim como no mercado de fatores (capital e trabalho) em cada região. As demandas por margens (de transporte e de comércio) são proporcionais aos fluxos de bens aos quais as margens estão conectadas. Os preços de compra para cada um dos grupos de uso em cada região (produtores, investidores, famílias, exportadores e governo) são a soma dos valores básicos, impostos (diretos e indiretos) sobre vendas e margens (de comércio e transporte).

O modelo deste trabalho é um dos primeiros modelos EGC para o Brasil que implementa a possibilidade de substituição entre modais de transporte (usos de margens de transporte).⁹ Na versão corrente existe a possibilidade de substituição entre as margens de transporte rodoviária e ferroviária. A substituição entre o modal rodoviário e o ferroviário segue a especificação CES, como na substituição entre domésticos e importados. Assim, uma queda de preço do transporte ferroviário comparativamente ao rodoviário gera uma substituição na margem em direção ao modal mais barato.

9. O modelo Brasil-Space (ALMEIDA; GUILHOTO, 2007) especifica três modais de transporte (rodoviário, ferroviário e hidroviário) e é composto por cinco macrorregiões endógenas no Brasil, cinco regiões externas e sete setores.

3.8 Módulo de decomposição microrregional

O IMAGEM-B é o primeiro modelo EGC inter-regional para a economia brasileira que possui uma extensão de decomposição *top-down* microrregional completamente integrada ao módulo central *botton-up*. Os dados utilizados na calibragem da extensão microrregional foram as participações de cada microrregião nos setores do modelo, obtidas a partir das informações do PIB microrregional e de emprego.¹⁰ Portanto, o módulo utiliza uma matriz de dimensão 558 x 36, representando a participação de cada microrregião nos 36 setores do modelo. Uma matriz de mapeamento 558 x 27, das microrregiões para os estados, também foi necessária para relacionar a microrregião ao respectivo estado.

O módulo microrregional é uma extensão ao conjunto de equações do modelo *botton-up*, que decompõe os resultados estaduais para microrregiões que constituem cada Unidade da Federação (UF).¹¹ A especificação desse módulo garante que os resultados microrregionais são consistentes tanto com os resultados estaduais como setoriais ou nacionais. A especificação teórica do módulo microrregional segue a extensão ORES do modelo Orani (DIXON *et al.*, 1982). Esse sistema de equações parte da classificação dos setores em duas categorias: “microrregional” e “estadual”. Um setor “microrregional” é aquele cuja dinâmica (crescimento) na microrregião segue as variações da demanda local (microrregião). Um setor “estadual” cresce na mesma taxa em todas as microrregiões do respectivo estado, de forma que sua dinâmica está conectada ao nível de atividade do setor estadual. Neste caso, não há alteração da participação do setor microrregional na economia do estado. Formalmente, para setores “estaduais”, a decomposição *top-down* se processa assumindo que a variação percentual da produção (e também no emprego) do setor j na microrregião r , $x(j, r)$, é igual à mudança percentual do setor estadual, $x(j)$, isto é:

$$x(j, r) = x(j), \text{ para todas as microrregiões num estado} \quad (1)$$

Sujeita à restrição:

$$\sum S(j, r) x(j, r) = x(j), \text{ para todos os setores “estaduais”} \quad (2)$$

10. O PIB municipal para quatro grandes setores (agropecuária, indústria, serviços e administração pública) foi obtido diretamente das informações disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) para massa salarial, por município, permitiram desagregar indústria e serviços nos demais 34 setores do modelo. Estas participações municipais foram então agregadas para microrregiões.

11. Uma decomposição municipal foi empregada em Domingues, Magalhães e Ruiz (2008) com a mesma especificação teórica utilizada neste trabalho.

na qual $S(j, r)$ representa a parcela da região r na produção nacional do setor j . Assim garante-se que a soma ponderada das variações setoriais microrregionais seja igual à variação do setor estadual.

Para os setores denominados “microrregionais”, a decomposição baseia-se na variação da demanda na microrregião, calculada via participação das microrregiões no consumo das famílias. Assim, apenas o comportamento do consumo das famílias é distinto entre as microrregiões de um estado. Logo, o efeito diferencial na demanda local, que gera a alteração na demanda dos setores “microrregionais”, não é influenciado por outros componentes da demanda final (investimento, gastos do governo e exportações).

Formalmente, tem-se:

$$x(j, r) = y(r) \text{ para os setores “microrregionais”} \quad (3)$$

na qual $y(r)$ representa a mudança percentual da demanda da microrregião r .

Desta forma, no caso dos setores definidos como “microrregionais”, há alteração da participação do setor na economia do estado, gerando um efeito multiplicador diferenciado no território. Sete setores foram definidos como “microrregionais”: água e saneamento, construção civil, comércio, serviços prestados às famílias, serviços prestados às empresas, aluguel de imóveis e serviços privados não mercantis. Os demais 29 setores são definidos como “estaduais”.

3.9 Base de dados e parâmetros

O ano-base do banco de dados é 2003. O núcleo do banco de dados do modelo são dois conjuntos de matrizes representativas do uso de produtos em cada estado e dos fluxos de comércio. O primeiro conjunto de matrizes, denominado USE, representa as relações de uso dos produtos (domésticos e importados) para 40 usuários em cada um dos 27 estados: 36 setores e quatro demandantes finais (famílias, investimento, exportações, governo). Vale destacar que todos os valores no conjunto USE são de “entrega”: incluem os valores de margem de comércio e transporte utilizados para trazer o bem até seu usuário regional. O conjunto TRADE representa o fluxo de comércio entre os estados para cada um dos 36 produtos do modelo (ver anexo A), nas duas origens (doméstica e importada). Nesse conjunto, o fluxo doméstico origem-destino de um determinado produto representa o fluxo monetário entre dois estados, para todos os usos no estado de origem, inclusive exportações.

Todo o procedimento de geração do banco de dados do modelo e teste de consistência foi implementado no GEMPACK, de forma que sua atualização para novas informações (por exemplo, contas regionais, censo agropecuário e Contas Nacionais) pode ser facilmente realizada.¹²

4 SIMULAÇÕES E RESULTADOS

A presente seção expõe os procedimentos metodológicos das simulações, acompanhados de um detalhamento das hipóteses adotadas conjugado à análise dos principais resultados.

Em modelos de equilíbrio geral, a escolha do conjunto de variáveis endógenas e exógenas define o modo de operação do modelo numa simulação, referido na literatura como o “fechamento” do modelo. Este fechamento representa hipóteses de operacionalização do modelo, associadas ao horizonte temporal hipotético das simulações, que se relaciona ao tempo necessário para a alteração das variáveis endógenas rumo ao novo equilíbrio, como, por exemplo, o ajustamento do mercado de fatores primários, capital e trabalho.¹³ Como indica Dixon *et al.* (1982), a concepção temporal de investimento empregada no longo prazo, por exemplo, não tem correspondência com um calendário exato. Trata-se de uma análise de *steady-state*, rumo a um novo equilíbrio.

Neste artigo foram implementadas 18 simulações, uma para cada um dos nove agrupamentos de investimentos, nos dois fechamentos do modelo: curto e longo prazos. A distinção básica entre eles está no fato de que, no curto prazo, os estoques de capital são mantidos fixos, ao passo que, no longo prazo, capital e trabalho podem se deslocar intersetorialmente e inter-regionalmente. Deste modo, o curto prazo refere-se à fase de construção ou investimento, ao passo que o fechamento de longo prazo retrata a fase de operação ou oferta.

Neste sentido, nas simulações de curto prazo, as hipóteses adotadas seguem o padrão na literatura de modelos de EGC, com algumas adaptações para o caso brasileiro, que podem ser assim resumidas:

1) Mercado de fatores: oferta de capital e terra fixas (nacionalmente, regionalmente e entre setores) para todos os setores, a não ser o de construção civil. A mobilidade de capital na construção civil permite que a implementação dos investimentos desloque o estoque de capital inter-regionalmente nesse setor.

2) Mercado de fatores: emprego regional, e consequentemente nacional, endógeno (responde a variações no salário real regional).

12. Uma versão condensada do modelo, para fins didáticos e de divulgação, está disponível aos interessados, mediante requisição aos autores.

13. Sobre fechamentos em modelos EGC, ver Dixon *et al.* (1982) e Dixon e Parmenter (1996).

- 3) Salário nominal regional indexado ao índice regional de preços do consumo.
- 4) Consumo real ajusta-se endogenamente para acomodar as necessidades de investimento.
- 5) Saldo comercial externo, como proporção do PIB, é endógeno.
- 6) Gasto real do governo exógeno.

Deste modo, nessa etapa de implementação dos investimentos, há uma elevação na FBCF e parte dos recursos da economia deve ser direcionada aos setores e regiões onde estão ocorrendo. Assume-se que há rigidez na oferta de capital (a não ser na mobilidade inter-regional do setor de construção civil) e de terra. A oferta de trabalho se ajusta endogenamente, em resposta a variações no salário real estadual. Do lado do dispêndio, o consumo do governo é fixo, de forma que a expansão exógena do investimento é acomodada pela variação no consumo das famílias. Logo, dada a variação do PIB pelo lado dos fatores (trabalho, no curto prazo), o consumo das famílias se ajusta para assegurar a identidade macroeconômica básica da economia. É importante notar que o ajuste endógeno do consumo ocorre em todos os estados, não apenas naqueles que recebem os investimentos (no caso das simulações deste trabalho, o de Minas Gerais). A hipótese implícita nesse mecanismo é que as famílias em todo o Brasil compram participações (ações, por exemplo) nos novos investimentos, e para isso diminuem seu consumo corrente.

Outro componente das simulações de curto prazo são os choques aplicados a variáveis exógenas. Estas variações correspondem ao valor dos investimentos em cada estado. A construção dos choques partiu das seguintes hipóteses:

- 1) O período de curto prazo implícito nas simulações é de quatro anos, referente ao tempo necessário para que os investimentos sejam implementados.
- 2) Elevação da demanda final estadual (investimento) no valor do agrupamento num ano típico de construção, deflacionado para o ano-base do modelo. A variação percentual correspondente ao investimento é calculada tendo como base a matriz de investimentos do modelo.
- 3) Quando não há correspondência direta do agrupamento com um setor do modelo, assume-se que a composição do investimento é intensiva em construção civil. Para o agrupamento de telecomunicações, a composição é mais intensiva em máquinas, material elétrico e eletrônico, e equipamentos de transporte.¹⁴

14. A associação dos investimentos em biocombustíveis ao setor de alimentos, bebidas e fumo justifica-se por duas razões. Primeiro, não existe um setor de biocombustíveis no modelo. Segundo, a produção destes combustíveis requer a utilização de insumos da agropecuária, que nas matrizes de insumo-produto do modelo também se verifica quanto ao setor de alimentos, bebidas e fumo.

Por outro lado, as simulações denominadas “longo prazo” buscam capturar os impactos dos investimentos após a construção dos projetos, portanto, a partir do momento em que estes passam efetivamente a operar dentro de cada economia regional e na economia nacional. O fechamento do modelo no longo prazo segue as hipóteses tradicionais em modelos EGC inter-regionais:

1) Mercado de fatores (capital): oferta de capital elástica em todos os setores e estados, com taxas de retorno fixas.

2) Mercado de fatores (trabalho): emprego nacional exógeno e o salário real nacional endógeno. Há mobilidade interestadual do fator trabalho, movida pelos diferenciais de salário real entre os estados.

3) Investimento nacional endógeno: obtido pela soma dos investimentos setoriais estaduais.

4) Consumo real das famílias e gasto real do governo endógenos: o consumo nominal das famílias segue a variação da renda nominal em cada estado (remuneração dos fatores); o gasto do governo se move na proporção do crescimento estadual da população (variação do emprego).

5) Saldo comercial externo exógeno como proporção do PIB: assim, assume-se que no longo prazo os investimentos não alteram a trajetória usual (*baseline*) do saldo comercial externo.

Os choques de longo prazo buscam captar as características específicas dos investimentos e seus efeitos sobre a elevação no estoque de capital setorial e na produtividade dos fatores. Assim, estados mais beneficiados com os investimentos passam a ter uma vantagem relativa no sistema inter-regional, seja via produtividade de fatores ou aumento da participação na produção.

Nos agrupamentos de biocombustíveis e refino é razoável supor que tais investimentos ampliarão as exportações dos produtos relacionados a estes setores e ampliarão a participação das regiões que receberão estes investimentos. O cálculo dos choques destas simulações implica a adoção de uma taxa de retorno para cada agrupamento, de forma a se obter o retorno esperado para o novo capital investido. O valor monetário deste retorno reflete o montante de expansão da demanda (exportações) que o investimento atenderá. Esta elevação de demanda, por sua vez, implica uma alteração proporcional da produção do setor no estado onde o investimento foi realizado, incrementando a participação relativa do estado no setor nacional.

As simulações dos demais agrupamentos (eletricidade, saneamento, recursos hídricos, petróleo e gás, rodovias e telecomunicações) adotam a perspectiva de elevação da produtividade dos fatores primários. A distribuição destes aumentos

de produtividade segue as participações setoriais nos estados, com um ajuste em relação a setores mais relacionados ao agrupamento da simulação. Para se obter uma métrica correta destes choques de produtividade adotam-se taxas de retorno para os agrupamentos de investimentos, e o retorno esperado do investimento representa o efeito de produtividade sobre o capital dos setores regionais.

As taxas de retorno utilizadas refletem condições típicas de projetos de investimento de longo prazo da economia brasileira, sendo relativamente superiores para os investimentos privados (telecomunicações, 16%) em comparação aos investimentos públicos (demais agrupamentos, 12,9%).

A simulação do agrupamento habitação segue o descrito acima, mas não se trabalha com a elevação das exportações nem da produtividade dos fatores, apenas com a ampliação do estoque de capital do setor aluguel de imóveis em cada estado. Assim, os investimentos deste agrupamento geram diretamente aumento da oferta de imóveis e consequente queda de preços de aluguéis. O montante de expansão do estoque de imóveis em cada estado foi calculado a partir de estimativas do estoque de capital do setor em cada estado e do montante de investimento previsto na carteira.

Além disso, a operacionalização do modelo dá-se pela simulação de cada agrupamento, no qual a estrutura aplicada ao modelo (equações linearizadas) permite que o resultado total seja obtido da soma dos resultados parciais, para qualquer variável do modelo. A interpretação dos resultados é realizada pelas taxas de variação percentual anual, num ano típico de construção dos investimentos. Os números obtidos refletem a variação em relação a uma trajetória tendencial (*baseline*) da economia, representando apenas o efeito adicional do referido investimento.

4.1 Impactos da etapa de implementação dos investimentos: curto prazo

Como descrito anteriormente, os impactos de curto prazo dos investimentos resultam dos efeitos econômicos imediatos (de construção) dos investimentos sobre o território e os setores produtivos. Neste sentido, a tabela 3 apresenta os principais resultados de curto prazo para Minas Gerais, por agrupamento, e os impactos totais para o Brasil.

Os efeitos positivos dos investimentos se manifestam pelo forte aumento anual adicional do investimento exógeno agregado em Minas Gerais, em aproximadamente 9%. Este crescimento, em grande medida, decorre da redução marginal do consumo das famílias de todo o país (-0,17%), uma vez que o financiamento dos investimentos se dá via redução do consumo. Por outro lado, o resultado ligeiramente positivo do consumo em Minas Gerais pode ser explicado pelo fato de um efeito líquido positivo entre o aumento do nível de atividade e renda das famílias. Analisando-se os agrupamentos, observa-se que, em geral, os maiores investimentos

têm efeito negativo (telecomunicações) e, em alguns casos, o efeito renda é tão elevado (habitação) que aumenta o consumo das famílias.

TABELA 3
Impactos macroeconômicos dos investimentos no curto prazo – 2008-2011
(Variação % a.a.)

Variável/projeto	Impactos dos investimentos sobre Minas Gerais										Brasil ¹
	Refino	Biocom- bustíveis	Petróleo e gás	Recursos hídricos	Sanea- mento	Habi- tação	Eletri- cidade	Rodo- vias	Telecomu- nicação	Total	Total
Consumo das famílias	0,000	0,000	0,000	0,007	-0,023	0,023	-0,004	0,036	-0,025	0,016	-0,172
Investimento	0,609	0,609	0,396	0,328	0,185	1,094	1,077	1,715	2,868	8,941	0,926
Consumo do governo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Exportações regionais	0,008	0,008	0,005	-0,001	0,023	-0,004	0,016	-0,007	0,059	0,107	-
Importações regionais	0,101	0,101	0,066	0,021	0,032	0,069	0,202	0,108	0,603	1,312	-
PIB real	0,024	0,024	0,016	0,022	0,014	0,072	0,039	0,113	0,076	0,402	0,059
Emprego	0,017	0,017	0,011	0,016	0,027	0,052	0,026	0,082	0,056	0,307	0,116
Deflator do PIB	0,015	0,015	0,010	0,024	0,028	0,081	0,016	0,126	0,003	0,319	-0,026
Índice de Preços ao Consumidor (IPC)	-0,008	-0,008	-0,005	0,002	-0,031	0,007	-0,018	0,011	-0,063	-0,115	-0,218
Preço das exportações	-0,006	-0,006	-0,004	0,000	-0,017	0,001	-0,012	0,002	-0,043	-0,085	-0,046

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações com o modelo IMAGEM-B.

¹ Impactos de todos os investimentos em Minas Gerais sobre a economia brasileira.

Ademais, há uma redução do saldo comercial do estado, dado que as importações regionais crescem acima das exportações. O aumento das importações é esperado, haja vista que os investimentos demandam sobretudo a importação de máquinas e equipamentos. Estes são efeitos importantes de vazamentos no curto prazo.

Por outro lado, a expansão da oferta de bens e serviços na economia, via elevação do emprego (fator primário endógeno), resulta em deflação e em queda dos preços das exportações. A redução do IPC relativamente ao deflator do PIB estimula o emprego, via variação do salário nominal regional (indexado ao IPC). Em consequência, o resultado final para Minas Gerais é aumento adicional do emprego (0,31%) e, por conseguinte, do PIB (0,40%), apesar do estoque de capital fixo. É importante ressaltar que o nível de atividade cresce acima do emprego, haja vista a substituição entre os fatores de produção, capital e trabalho.

Ainda com relação ao nível de atividade econômica, pode-se mensurar o multiplicador do investimento para a economia mineira como sendo a razão entre a

variação do PIB mineiro (0,40%) e a variação do investimento como porcentagem do PIB no estado (2%), resultando em cerca de 0,20, que corresponde a 64% do efeito sobre a economia brasileira (0,31). Logo, ao compararmos os impactos sobre o PIB em Minas Gerais e no Brasil, pode-se calcular que, em termos proporcionais, para cada R\$ 1,00 investido em Minas Gerais, R\$ 0,64 permanecem no estado, ao passo que R\$ 0,36 impactam no restante do país. Este resultado indica que os efeitos de vazamento no curto prazo são consideráveis na economia mineira, embora a mobilidade de capital no setor de construção civil (hipótese da simulação) limite os efeitos inter-regionais de vazamentos e amplifique os efeitos de internalização. Ademais, deve-se mencionar o fato de que os valores dos multiplicadores são mais baixos do que os usualmente calculados nos modelos de insumo-produto. Isto pode ser explicado pelas hipóteses de simulação (estoque de capital fixo no curto prazo, investimento financiado pelo consumo das famílias etc.), ao passo que modelos de insumo-produto, em geral, não possuem restrições de oferta de fatores ou efeitos de substituição via preços relativos.

Como esperado, os agrupamentos que engendraram maiores impactos sobre o PIB do estado foram aqueles mais representativos na carteira de investimentos, quais sejam, rodovias, telecomunicações e habitação. Para o período analisado, estes agrupamentos contribuíram com aproximadamente 65% do impacto sobre o PIB e 62,2% do impacto sobre o emprego, percentuais acima da participação destes agrupamentos sobre a carteira (56,5%). Nestes termos, o agrupamento mais eficiente, com relação à resposta a investimentos e geração de produto e emprego é rodovias, que participa com 14% dos investimentos e gera adicionalmente 28% do impacto sobre o PIB e 26,8% do impacto sobre o emprego. Todavia, o agrupamento saneamento responde em sentido contrário, uma vez que participa com 15,1% dos investimentos, porém gera apenas 3,4% e 8,7% dos impactos sobre o produto e o emprego, respectivamente.

É importante destacar que os resultados das simulações representam os impactos potenciais se todo o investimento líquido projetado para o Estado de Minas Gerais for realizado. Porém, dados a estrutura matemática e o método de solução do modelo, baseado em um conjunto de equações linearizadas, os resultados podem ser tomados proporcionalmente. Assim, se apenas metade da carteira for efetivamente realizada, o resultado para Minas Gerais (tabela 3) será metade dos impactos projetados, e assim proporcionalmente. Considerando, por exemplo, que a carteira do projeto de rodovias seja efetivamente investida, mas que a carteira de habitação seja apenas parcialmente realizada (em 50%), o resultado para o PIB real para o estado será 100% do impacto correspondente ao agrupamento rodovias somado a 50% do impacto do agrupamento habitação.

Deste modo, seguindo esta lógica, as carteiras que têm maior representatividade para o crescimento econômico do estado, e que deveriam ser priorizadas, são

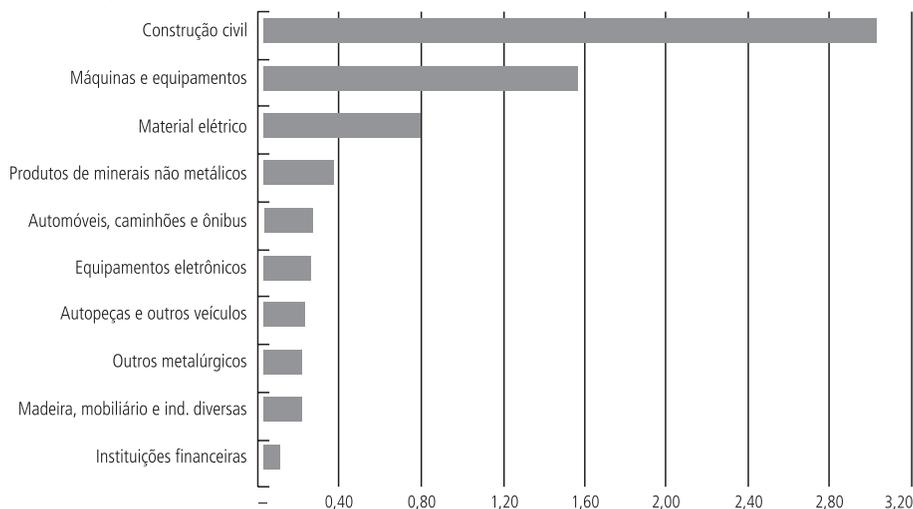
rodovias, telecomunicações e habitação. Deve-se, ainda, ressaltar que a carteira de investimentos não tem impacto sobre o déficit público, visto que o consumo do governo é fixo no curto prazo e os investimentos são financiados pelas famílias.

O gráfico 1 apresenta o impacto sobre os setores de Minas Gerais da implementação conjunta da carteira de investimentos. Tem-se que os resultados estão relacionados direta e indiretamente com a composição dos investimentos agrupados. Em vista disto, os setores mais beneficiados são construção civil e máquinas e equipamentos, que recebem diretamente o choque adicional de investimentos. Os efeitos multiplicadores intersetoriais atingem o conjunto dos setores, favorecendo especialmente as indústrias de bens intermediários, e outros bens de capital e bens de consumo duráveis. São, portanto, as chamadas indústrias hirschmanianas que potencializam os efeitos de encadeamentos intersetoriais.

GRÁFICO 1

Impactos setoriais da etapa de construção (curto prazo) dos investimentos em Minas Gerais

(Variação % do PIB setorial)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações com o modelo IMAGEM-B.

Podem-se observar também alguns resultados estaduais do impacto dos investimentos em Minas Gerais. No curto prazo, os estados mais beneficiados, em termos de nível de atividade, foram São Paulo, Santa Catarina e Amazonas. Isto decorre principalmente do fato de Minas Gerais ser um importante importador de bens de capital e insumos dessas regiões.

4.2 Impactos da operação dos investimentos: longo prazo

Os choques de produtividade de longo prazo, definidos para um conjunto amplo de setores regionais afetados pelos investimentos, podem ser considerados uma tentativa de inclusão dos efeitos de “externalidades” positivas dos investimentos. Embora nossos resultados de longo prazo não tratem da dinâmica de ajustamento das economias regionais, consideramos que um retrato adequado do equilíbrio resultante dos investimentos é adequadamente projetado nas simulações de longo prazo.

As simulações de longo prazo dos investimentos buscam captar os impactos de investimentos após a construção dos projetos, portanto a partir do momento em que estes passam efetivamente a operar dentro da economia mineira e nacional. A tabela 4 apresenta os impactos macroeconômicos dos investimentos no longo prazo em Minas Gerais. Os efeitos de longo prazo dos investimentos são positivos para a economia nacional e de Minas Gerais. A expansão do PIB ocorre com a elevação do estoque de capital, mantendo-se fixa a oferta de trabalho nacional. Variações regionais da demanda de trabalho resultam na mobilidade interestadual deste fator, movida pelos diferenciais de salário real entre os estados.

TABELA 4

Impactos macroeconômicos dos investimentos no longo prazo

(Variação %)

Variável/ projeto	Impactos dos investimentos sobre Minas Gerais										Brasil ¹
	Refino	Biocom- bustíveis	Petróleo e gás	Recursos hídricos	Sanea- mento	Habi- tação	Elétrici- dade	Rodo- vias	Telecomu- nicação	Total	Total
Consumo das famílias	0,170	0,502	0,050	0,052	0,292	1,197	0,183	0,255	0,484	3,185	0,324
Investimento	0,142	0,495	0,044	0,058	0,323	0,303	0,201	0,291	0,554	2,411	0,486
Consumo do governo	0,121	0,293	0,028	0,028	0,158	0,618	0,100	0,140	0,270	1,757	0,324
Exportações regionais	0,159	1,243	0,081	0,075	0,419	0,245	0,270	0,396	0,778	3,666	–
Importações regionais	–0,545	0,820	0,033	0,029	0,162	0,422	0,104	0,153	0,231	1,409	–
PIB real	0,376	0,629	0,075	0,072	0,402	0,690	0,256	0,368	0,750	3,619	0,361
Emprego	0,048	0,203	0,022	0,024	0,133	0,583	0,083	0,115	0,215	1,427	0,000
Deflator do PIB	0,353	1,243	–0,037	–0,026	–0,145	–0,576	–0,095	–0,136	–0,311	0,273	1,131
IPC	0,293	1,018	–0,018	–0,012	–0,067	–0,837	–0,044	–0,059	–0,125	0,149	0,926
Preço das exportações	0,335	0,923	–0,010	–0,008	–0,042	–0,036	–0,027	–0,045	–0,100	0,989	0,979

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações com o modelo IMAGEM-B.

¹ Impactos de todos os investimentos sobre a economia brasileira.

O aumento do nível de atividade com a oferta de trabalho fixa nacionalmente implica a elevação do salário nominal. Em vários casos, o resultado positivo da

diferença entre o deflator do PIB e o IPC evidencia a queda dos custos de produção, ou aumento da produtividade, o que ajuda a explicar o aumento do PIB.

Os investimentos em telecomunicações, habitação e biocombustíveis produzem os maiores impactos sobre o PIB de Minas Gerais. Nas simulações de longo prazo, os investimentos em biocombustíveis e refino estão relacionados com a ampliação das exportações dos produtos ligados a estes setores. O cálculo dos choques desta simulação adota uma taxa de retorno para cada investimento, sendo que o valor monetário do retorno esperado reflete o montante de expansão da demanda (exportações) que o investimento atenderá. Os efeitos dos investimentos em telecomunicações, bem como os de recursos hídricos, saneamento, eletricidade, rodovias e petróleo e gás ocorrem via aumento da produtividade dos fatores primários. A distribuição do aumento de produtividade depende das participações dos setores no estado. A simulação do investimento em habitação trabalha com a ampliação do estoque de capital do setor de aluguel de imóveis. Assim, os investimentos em habitação geram diretamente aumento da oferta de imóveis e consequente queda de preços de aluguéis.

Observa-se ainda, na tabela 4, que em quase todos os investimentos o impacto sobre as exportações mineiras para os outros estados é superior ao das importações, produzindo saldo comercial regional positivo para Minas Gerais. Apenas no investimento em habitação isso não ocorre. Apesar disso, o investimento neste segmento exerce maior impacto sobre o emprego. Ambos os resultados estão relacionados ao fato de o investimento em habitação trabalhar com elevação no estoque de capital do setor de aluguel de imóveis. O aumento do estoque de capital neste setor reduziu em 5,57% o seu preço no Estado de Minas Gerais. A queda do IPC, devido ao investimento em habitação, foi de -0,837%, sendo que deste total -0,804% foi em virtude da queda deste índice no setor de aluguel de imóveis, o que representa uma contribuição de 96% para a variação do IPC tendo como base o investimento em habitação.

O impacto da queda dos preços provocada pelo barateamento dos aluguéis de imóveis é positivo sobre o salário real e consequentemente sobre o emprego, atraindo força de trabalho do resto do país. O aumento do emprego gera demanda por meio do incentivo ao consumo. O aumento da absorção doméstica no estado tem, por sua vez, o efeito de reduzir o saldo comercial regional ou produzir déficit comercial na margem.

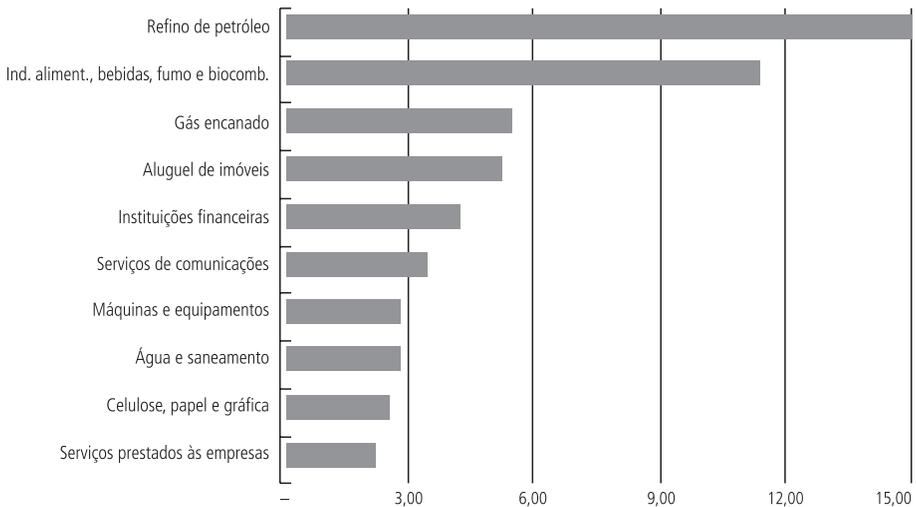
Pode-se observar, além disso, o impacto dos investimentos sobre os níveis de atividade setoriais de Minas Gerais no longo prazo (gráfico 2). Os setores mais impactados foram o de refino de petróleo (14,9%) e alimentos, bebidas e fumo (11,3%). Os impactos setoriais de longo prazo dos investimentos diferem substancialmente daqueles de curto prazo, os quais favorecem diretamente os setores

ligados à formação de capital, indústrias de bens de capital e de construção civil, e indiretamente os de insumos intermediários. Os resultados indicam também que os efeitos setoriais de longo prazo afetam principalmente os setores mais diretamente favorecidos pelos investimentos, uma vez que nas simulações foram realizados choques de produtividade ou de estoque de capital nestes setores.

GRÁFICO 2

Impactos setoriais da etapa de operação dos investimentos (longo prazo) em Minas Gerais

(Variação % do PIB setorial)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações com o modelo IMAGEM-B.

Dos três setores que mais se beneficiaram, dois fazem parte da cadeia petrolífera, diretamente ligada aos investimentos de petróleo e gás e refino. O setor de alimento, bebidas e fumo está relacionado aos investimentos em biocombustíveis. A associação dos investimentos em biocombustíveis a este setor justifica-se pelo fato de a produção destes combustíveis utilizar insumos da agropecuária. Os setores água e saneamento e aluguéis de imóveis são diretamente afetados pelos investimentos em saneamento e habitação, respectivamente. O agrupamento telecomunicações afeta especialmente o setor comunicação bem como os serviços financeiros e prestados às famílias. Estes fatos, entre outros, explicam o porquê de estes setores terem sofrido maiores impactos. Entre os 36 setores analisados, apenas extrativa mineral e indústria têxtil apresentaram variação de nível de atividade negativa, mas pouco significativas. Estes setores são importantes para a economia mineira, no entanto não são beneficiados pelos investimentos e o deslocamento de capital e trabalho para outros setores explica os seus resultados negativos.

A tabela 5 apresenta uma decomposição do efeito estadual dos investimentos no longo prazo, medidos pelas variações monetárias dos PIBs estaduais (a soma destas variações representa o impacto sobre o PIB nacional). Os estados à direita da tabela são positivamente afetados pelos investimentos em Minas Gerais, os estados listados à esquerda são negativamente afetados. Como esperado, a maior parte do efeito recai sobre Minas Gerais, onde foram realizados os investimentos. Rio de Janeiro, Paraná, Rio Grande do Sul e Bahia são os estados mais beneficiados, nos quais prepondera uma estrutura industrial mais diversificada. Os estados mais afetados negativamente pelos efeitos dos investimentos em Minas Gerais são Espírito Santo, Pará e Amazonas. Os resultados para os dois primeiros refletem principalmente o efeito dos investimentos na competitividade da economia de Minas Gerais em mercados concorrenciais de produtos da indústria extrativa mineral.

TABELA 5

Decomposição estadual dos impactos do investimento em Minas Gerais no longo prazo

(% do efeito total)

UF	%	UF	%
MG	91,91	ES	-0,75
RJ	5,01	PA	-0,69
PR	1,85	AM	-0,50
RS	1,75	DF	-0,28
BA	1,12	SP	-0,13
SC	0,39	PE	-0,13
MT	0,34	PB	-0,11
RN	0,18	GO	-0,10
AL	0,07	MA	-0,06
RO	0,07	PI	-0,02
SE	0,06	TO	-0,02
AC	0,04	CE	-0,01
MS	0,03	RR	-0,01
		AP	-0,01

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações com o modelo IMAGEM-B.

Dos resultados anteriores podem-se inferir alguns números-síntese dos impactos dos investimentos. A injeção de investimentos é de cerca de 2,00% do PIB de Minas Gerais e causa uma variação do PIB real mineiro de 3,62% no longo prazo. Observa-se um multiplicador de 1,81 para Minas Gerais e um multiplicador total dos investimentos de 1,97. Tem-se, portanto, que o multiplicador dos investimentos em Minas Gerais corresponde a 92% do multiplicador total. Assim, os resultados indicam que, no longo prazo, a cada R\$ 1 investido em Minas Gerais, R\$ 0,92 permanecem no estado e R\$ 0,08 repercutem no restante do Brasil, via efeitos de vazamento e encadeamentos.

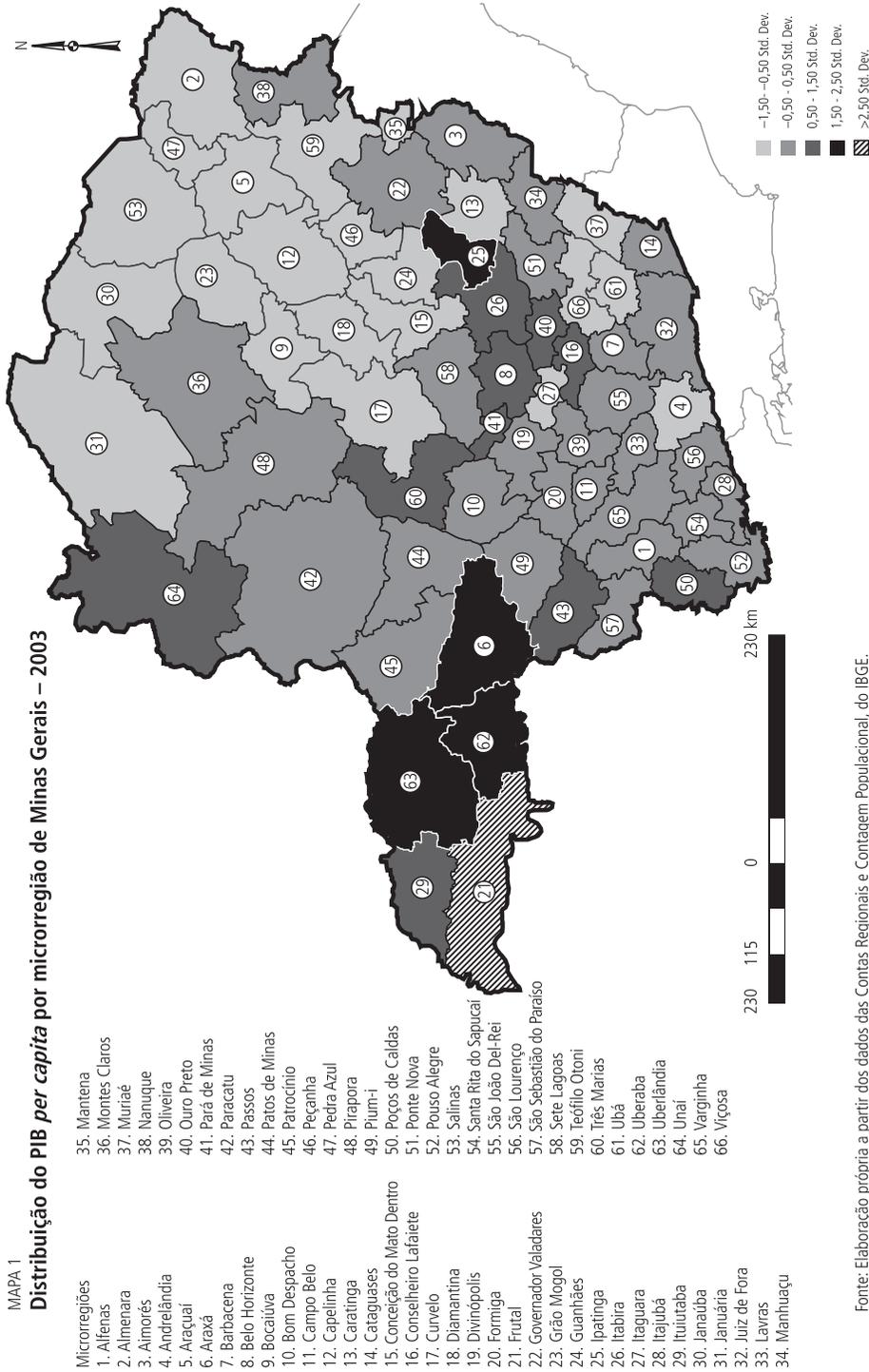
Como era esperado, o vazamento inter-regional dos investimentos para os outros estados é maior no curto prazo em comparação ao longo prazo. Esta é uma decorrência das hipóteses das simulações: no curto prazo os efeitos de encadeamento entre as economias regionais são em geral positivos e complementares devido às relações de compra de insumos; no longo prazo as relações são principalmente competitivas (causando deslocamento inter-regional do capital), derivadas da elevação da produtividade da economia mineira em relação ao resto do país. Os investimentos em Minas Gerais produziram uma variação negativa do PIB do Norte e do Centro-Oeste, em virtude do deslocamento de fatores destas regiões para Minas Gerais.

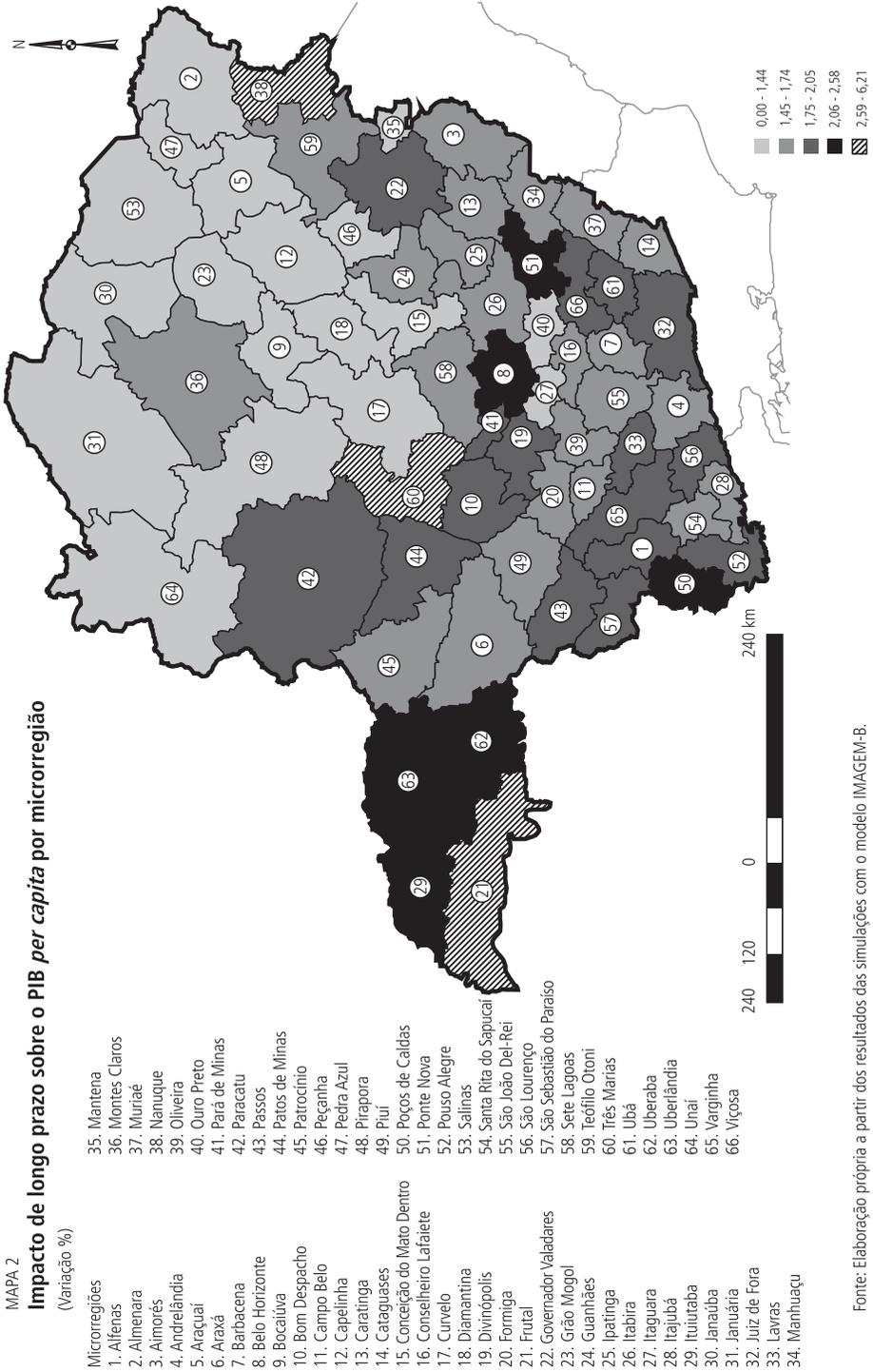
4.2.1 Impactos da operação dos investimentos sobre a desigualdade regional em Minas Gerais

O mapa 1 ilustra a distribuição do PIB *per capita* microrregional de Minas Gerais em estratos de desvio-padrão. Percebe-se grande concentração e disparidade regional com relação a este indicador. Microrregiões com desvio-padrão inferior a $-0,5$ estão localizadas principalmente no norte, noroeste, Jequitinhonha/Mucuri e na Zona da Mata. Por outro lado, as microrregiões centrais, englobadas pela Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH), pela microrregião de Ipatinga no Vale do Aço e pelas microrregiões do Triângulo Mineiro possuem PIB *per capita* relativamente elevado.

O mapa 2 apresenta o impacto de longo prazo dos investimentos sobre o PIB *per capita*. Este indicador é construído a partir dos resultados fornecidos pelo módulo de decomposição microrregional do modelo (seção 3). A variação da renda é obtida diretamente nesse módulo; para a variação da população utiliza-se como *proxy* a variação do emprego.

As microrregiões de Minas Gerais mais beneficiadas com os investimentos localizam-se no Triângulo Mineiro, mas há microrregiões beneficiadas também no sudoeste do estado e nas proximidades da RMBH. Destacam-se isoladamente a microrregião de Nanuque, no Vale do Mucuri, e a microrregião de Três Marias, na região Central Mineira. Os resultados microrregionais do impacto são decomposições baseadas na participação setorial/microrregional, e em alguns efeitos de multiplicador. Os resultados não consideram a alocação microrregional dos investimentos (ausente em grande parte das informações relativas ao PAC) e os efeitos regionais dependem da intensidade setorial entre bens locais e estaduais. O resultado, entretanto, é útil ao revelar microrregiões que potencialmente mais se beneficiam dos investimentos no estado, devido a estruturas produtivas com vantagem comparativa no estado em termos da estrutura dos investimentos simulados. Investimentos que afetam setores denominados locais, como aluguéis de imóveis, construção civil, água e saneamento, comércio, serviços prestados às famílias e às empresas, exercem maior impacto nas microrregiões onde sua presença é mais significativa. Isso explica o resultado positivo das regiões destacadas anteriormente.





Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações com o modelo IMAGEM-B.

As microrregiões menos desenvolvidas, principalmente aquelas localizadas no norte do estado, são as menos beneficiadas com os investimentos. Isso mostra que estas microrregiões possuem baixa participação relativa nos setores mais beneficiados. O resultado positivo de Uberlândia, por outro lado, deve-se à presença de setores locais (43%) e do setor alimentos, bebidas e fumo (16%) em sua composição. Como salientado anteriormente, o setor alimentos, bebidas e fumo concentra grande parte dos efeitos dos investimentos de biocombustíveis.

O mapa 2 sugere um aumento da desigualdade regional no estado decorrente dos investimentos em infraestrutura. Para uma medida mais precisa do efeito dos investimentos sobre a desigualdade regional, calculou-se a variação percentual do índice de Gini para a distribuição do PIB *per capita* microrregional. Na tabela 6, esta variação é comparada ao crescimento do PIB de Minas Gerais para cada agrupamento de investimento. O objetivo é revelar se há relação entre equidade (medida pela variação percentual do Gini) e eficiência (medida pela variação percentual do PIB) decorrente dos investimentos.

TABELA 6

Variação % do índice de Gini¹ e do PIB de Minas Gerais por agrupamentos de investimento

Projeto	Variação % do Gini	Variação % do PIB de Minas Gerais
Biocombustíveis	0,01	0,63
Petróleo e gás	0,00	0,08
Refino	0,80	0,38
Eletricidade	0,04	0,26
Habitação	0,06	0,69
Recursos hídricos	0,01	0,07
Rodovias	0,06	0,37
Telecomunicações	0,01	0,75
Saneamento	0,06	0,40
Total	1,04	3,62

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações com o modelo IMAGEM-B.

¹ Distribuição do PIB microrregional no estado.

A tabela 6 indica que, em termos agregados, a variação positiva do PIB de Minas Gerais é acompanhada de aumento de desigualdade no estado. No entanto, não há relação clara entre maior crescimento e desigualdade que se traduza em *trade-off*. Alguns projetos produzem crescimento e baixa elevação do Gini, como por exemplo, telecomunicações e biocombustíveis. No geral, os projetos produzem impacto marginal sobre a desigualdade. Nota-se que o projeto de refino e petroquímica é o que mais contribuiu para o aumento da desigualdade no estado. Projetos de investimento que envolvem setores ligados à cadeia petrolífera normalmente estão associados a aumento da desigualdade, pois estes setores se localizam na microrregião de Belo Horizonte, a de maior PIB *per capita*.

O resultado referente ao impacto sobre desigualdade regional no estado considera exógena a estrutura setorial existente das microrregiões para os bens considerados “estaduais” (ver seção 3 onde a especificação *top-down* é apresentada). O impacto dos investimentos em infraestrutura sobre a desigualdade regional no estado pode ser diferente, caso estes investimentos alterem de maneira substantiva a estrutura econômica das regiões mineiras, efeito que talvez ocorra no longo prazo. Nesse sentido, uma estratégia de política que pode ser considerada se baseia, por exemplo, na alocação de investimentos no norte do estado, com o intuito de contribuir para a mudança da estrutura setorial dessa região. Investimentos não relacionados a recursos naturais, como saneamento e habitação, são candidatos naturais a esse tipo de política.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou avaliar o impacto de um conjunto de programas em infraestrutura em Minas Gerais (como saneamento, habitação, recursos hídricos, transportes, energia elétrica, telecomunicações, petróleo e gás etc.) anunciados pelo governo federal na esfera do PAC, a partir do modelo de EGC multirregional IMAGEM-B.

Os resultados indicam o impacto potencial destes projetos para Minas Gerais, como o aumento do emprego e do nível de atividade nas duas etapas analisadas (construção e operação). Do ponto de vista do desenvolvimento regional, entretanto, a efetivação dos projetos de investimento no estado pode aumentar a desigualdade regional.

As estimativas de impacto obtidas neste trabalho desconsideram alguns efeitos específicos dos investimentos, decorrentes de suas especificidades. Por exemplo, o investimento em saneamento e habitação pode ter grande impacto sobre a produtividade do trabalho, pois beneficia diretamente o bem-estar das famílias. Além disso, também possui impacto de longo prazo, pois tende a reduzir a mortalidade infantil (MENDONÇA; MOTTA, 2005).

Algumas limitações acerca dos resultados obtidos neste trabalho devem ser apontadas. A inclusão de retornos crescentes, embora relevante a partir de resultados teóricos da Nova Geografia Econômica, ainda encontra-se em estágio preliminar de utilização em modelos EGC de larga escala¹⁵ devido a dificuldades teóricas (equilíbrios múltiplos ou ausência de equilíbrio) e empíricas (ausência de estimativas econométricas). Espera-se que, qualitativamente, os resultados obtidos pouco se alterem com a inclusão de retornos crescentes, especialmente se estes não forem diferenciados regionalmente. Outro aspecto diz respeito às implicações dinâmicas

15. Para uma abordagem paramétrica de retornos crescentes de escala em modelos EGC ver, por exemplo, Haddad (2004) e Haddad e Hewings (2005).

e de longo prazo dos investimentos, como externalidades positivas (sobre o investimento privado e externo) e negativas (deseconomias de aglomeração). Embora estes aspectos não possam ser tratados em modelos EGC tradicionais, consideramos que os aspectos estruturais mais relevantes do novo equilíbrio do sistema econômico sejam capturados pelas simulações de longo prazo apresentadas.

Em termos metodológicos, o presente artigo traz uma contribuição à literatura ao utilizar um modelo de EGC multirregional na avaliação de impactos de investimentos em infraestrutura no Brasil, levando em consideração suas diversas escalas territoriais (nacional, estadual e microrregional). A metodologia aqui apresentada pode contribuir para o planejamento de políticas públicas e de desenvolvimento regional, na medida em que aproxima uma modelagem de domínio essencialmente acadêmico às necessidades de políticas de planejamento nos seus diversos níveis (municipal, estadual e federal).

ABSTRACT

The goal of this paper is to project the impacts of infrastructure investments on growth and inequality in Brazilian regions. The Brazilian federal government has recently set out a detailed public expenditure program focusing on infra-structure investment – Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). We investigate the sectoral, regional and national economic consequences of the PAC in Minas Gerais, as well as the leakage and spillover effects to other states of the federation. We base our analysis on a large-scale multirregional CGE model for Brazil. The model is both bottom-up and top-down: bottom-up for Brazil's 27 states, and top-down for Brazil's 558 microrregions. We model the PAC in detail, considering a set of expenditure programs under the 2008-2011 plan. We find that the PAC may accelerate growth in Minas Gerais, but may also contribute to an increase in regional inequality in the state in the long run.

REFERÊNCIAS

- ADAMS, P. D.; HORRIDGE, M.; PARMENTER, B. R. *MMRF-GREEN*: a dynamic, multi-sectoral, multi-regional model of Australia. Australia: Monash University, Centre of Policy Studies, Impact Project, 2000.
- ALMEIDA, E. S. D.; GUILHOTO, J. J. M. O custo de transporte como barreira ao comércio na integração econômica: o caso do Nordeste. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 38, n. 2, p. 224-243, abr./jun. 2007.
- BDMG. *Infra-estrutura: sustentando o desenvolvimento*. Os gargalos e os espaços para intervenção estadual. Minas Gerais do século XXI, v. III, 2004. Disponível em: <www.bdmg.mg.gov.br/estudos/arquivo/minas21/vol_03_cap_05.pdf>. Acessado em: 05 mar. 2008.
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração nem contínua polarização. *Revista Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 31, n. 11, p. 35-64, set. 1993.
- DIXON, P. B.; PARMENTER, B. R. Computable general equilibrium modeling for policy analysis and forecasting. In: AMMAN, H. M.; KENDRICK, D. A. *et al.* (Ed.). *Handbook of Computational Economics*. Amsterdam: Elsevier, 1996.

DIXON, P. B.; PARMENTER, B. R.; SUTTON, J.; VINCENT, D. P. *Orani, a multisectoral model of the Australian economy*. Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1982.

DOMINGUES, E. P. *Dimensão regional e setorial da integração brasileira na área de “Livre Comércio das Américas”*. 2002. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002. 222p.

DOMINGUES, E. P.; HADDAD, E. A. Política tributária e re-localização. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, p. 515-537, 2003.

DOMINGUES, E. P.; LEMOS, M. B.; FERREIRA FILHO, J. B. D.; HORRIDGE, M. J.; GIESECKE, J. S. *The economic impacts, national and regional, of the 2008-2011 Brazilian Federal Government's Pluriannual Plan*. Regional Science Conference, São Paulo, 2008.

DOMINGUES, E. P.; MAGALHÃES, A. S.; RUIZ, R. *Cenários de mudanças climáticas e agricultura no Brasil: impactos econômicos na região Nordeste*. Belo Horizonte: Cedeplar-UFMG, 2008 (Texto para Discussão, n. 340). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20340.pdf>>.

FARIA, W. R. *Efeitos regionais de investimentos em infra-estrutura de transporte rodoviário*. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2009.

FERREIRA, P. C. Investimento em infra-estrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 231-252, ago. 1996.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das Contas Nacionais. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 2, abr./jun. 2005.

GRAMLICH, E. M. Infrastructure investment: a review. *Journal of Economic Literature*, v. 32, 1994.

HADDAD, E. A. *Regional inequality and structural changes: lessons from the Brazilian experience*. Aldershot: Ashgate, 1999.

_____. *Retornos crescentes, custos de transporte e crescimento regional*. 2004. Tese (Livre-Docência em Economia) – Universidade de São Paulo, USP, 207p. 2004.

HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E. P. Projeções setoriais e regionais para a economia brasileira: 2001-2007. In: CHAHAD, J. P. Z.; PICCHETTI, P. (Ed.). *Mercado de trabalho no Brasil: padrões de comportamento e transformações institucionais*. São Paulo: LTR Editora, 2003, p. 167-194.

HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. Market imperfections in a spatial economy: some experimental results. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 45, p. 476-496, 2005.

HADDAD, P. R. A experiência brasileira de planejamento regional e suas perspectivas. *A política regional na era da globalização*. São Paulo: Centro de Estudos da Konrad Adenauer Stiftung, Brasília: Ipea, 1996 (Série Debates, 12).

HORRIDGE, M.; MADDEN, J.; WITTEWER, G. The impact of the 2002-2003 drought on Australia. *Journal of Policy Modeling*, v. 27, n. 3, p. 285-308, Apr. 2005.

LEONTIEF, W.; MORGAN, A.; POLENSKE, K.; SIMPSON, D.; TOWER, E. The economic impact – industrial and regional – of an arms cut. *The Review of Economic Statistics*, v. 47, n. 3, p. 217-241, 1965.

MAGALHÃES, A. S. *O comércio por vias internas e seu papel sobre crescimento e desigualdade regional no Brasil*. 2009. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2009.

MAGALHÃES, A. S.; DOMINGUES, E. P. Relações interestaduais e intersetoriais de comércio no Brasil: uma análise gravitacional e regional. *Revista da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, p. 76-105, 2008.

_____. Regional inequality and growth: the role of interregional trade in the Brazilian economy. In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 12., Santiago, Chile. 2009. Disponível em: <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=3090>.

MAGALHÃES, A. S.; FARIA, W. R. Comércio interestadual brasileiro do setor agropecuário: uma análise de equilíbrio geral computável. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS (Enaber), 6. Aracaju: Sergipe. 2008.

MAS-COLELL, A.; GREEN, J.; WHINSTON, M. *Microeconomic theory*. Oxford: Oxford University Press, 1995.

MDS. Ministério do Desenvolvimento Social. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br>>. Acessado em: 5 mar. 2008.

MENDONÇA, M. J. C.; MOTTA, R. S. *Saúde e saneamento no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.081).

PAC. Programa de Aceleração do Crescimento. Ministério da Fazenda. 2007. Disponível em: <www.fazenda.gov.br>.

PEROBELLI, F. S. *Análise espacial das interações econômicas entre os estados brasileiros*. 2004. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, IPE, São Paulo, 2004. 246f.

PETER, M. W.; HORRIDGE, M.; MEAGHER, G. A.; PARMENTER, B. R. *The theoretical structure of monash-MRF*. Austrália: Monash University, Centre of Policy Studies, Impact Project, 1996.

SANCHEZ-ROBLES, B. Infrastructure investment and growth: some empirical evidence. *Contemporary Economic Policy*, v. 16, Jan. 1998.

SANTANA, J. R.; GARCIA, F.; SOUZA, R. Efeitos da infra-estrutura sobre o crescimento e sobre a produtividade. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 10. Fortaleza: Anpec/NPEC/BNB, 2005.

VASCONCELOS, J. R. D.; OLIVEIRA, M. A. D. *Análise da matriz por atividade econômica do comércio interestadual no Brasil – 1999*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.159).

(Originais submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em março de 2009. Aprovada em junho de 2009.)

ANEXO A

TABELA A.1

Detalhamento dos principais projetos de investimento do PAC em Minas Gerais

Agrupamentos	Projetos
Eletricidade	Projetos ligados ao Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica (Proinfa): 15 Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCHs), 2 centrais eólicas, 3 unidades termoeletricas de energia biomassa
	Construção de unidade termoeletrica de energia biomassa
	4 Unidades Hidroeletricas de Energia (UHE)
	Construção de UHE Simplício – Rio Paraíba do Sul
	PCH Santa Fé
	Linha de transmissão Paracatu 4
	Linha de transmissão Itumbiara
Petróleo e gás	Linha de transmissão Irapé
	Linha de transmissão Itutinga
	Linha de transmissão Neves
	Linha de transmissão São Simão–Poços de Caldas
	Linha de transmissão Luziânia
	Construção de dutos, oleodutos e polidutos da Petrobras
Refino e petroquímica	Complexo acrílico da REGAP
	Projetos de refino da REGAP
Biocombustíveis	Instalação de unidade industrial em Montes Claros
	Desenvolvimento do processo tecnológico para produção de biodiesel
Rodovias	Construção de alcool dutos
	Adequação de capacidade e duplicação da BR-381 (Belo Horizonte – Governador Valadares)
	Duplicação BR-153 e 365 (Trevão – Uberlândia)
	Duplicação BR-040 (Trevô de Curvelo – Sete Lagoas)
	Conclusão da duplicação BR-050 (Uberaba – Uberlândia) e duplicação Uberlândia – Araguari
	Duplicação da BR-262 (Betim – Nova Serrana)
Recursos hídricos	Pavimentação Illicínea da BR-265 (São Sebastião do Paraíso)
	Revitalização da Bacia Hidrográfica do São Francisco
	Sistema de macrodrenagem em Minas Gerais (Bacia do Rio Caratinga)
	Projeto de irrigação Jaíba III-IV
	Projeto de infraestrutura de uso múltiplo de barragens

Fonte: Elaboração própria a partir das informações do Ministério dos Transportes, Ministério da Integração Regional e EPE.

ANEXO B

TABELA B.1

Configuração setorial no modelo TERM-Cedeplar

Setores	
Agropecuária	Indústria alimentícia, bebidas, fumo e biocombustíveis
Extrativa mineral	Madeira, mobiliário e indústrias diversas
Extração de petróleo e gás	Energia elétrica (produção e distribuição)
Produtos de minerais não metálicos	Gás encanado (produção e distribuição)
Metalurgia básica	Água e saneamento
Outros metalúrgicos	Construção civil
Máquinas e equipamentos	Comércio
Material elétrico	Serviços de transporte rodoviário
Equipamentos eletrônicos	Serviços de transporte ferroviário
Automóveis, caminhões e ônibus	Serviços de transporte aéreo
Autopeças e outros veículos	Serviços de transporte – outros modais
Celulose, papel e gráfica	Serviços de comunicações
Produtos da borracha e artigos plásticos	Instituições financeiras
Elementos químicos, farmacêuticos e veterinários	Serviços prestados às famílias
Refino do petróleo	Serviços prestados às empresas
Têxtil	Aluguel de imóveis
Vestuário	Administração pública
Calçados	Serviços privados não-mercantis

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO C

IMPACTO DE TODOS OS INVESTIMENTOS DO PAC

Deve-se ressaltar que as estimativas apresentadas neste trabalho representam os efeitos das inversões realizadas apenas em Minas Gerais, não considerando os investimentos em infraestrutura que ocorrem no resto do país. Deste modo, cabe salientar que investimentos concorrentes, do PAC e privados, também serão realizados em outros estados, o que por sua vez representará a criação de efeitos competitivos e complementares (*vazamentos e spillovers*) nessas regiões, afetando o resultado para Minas Gerais.

Em razão de tais efeitos, a tabela C.1 retrata os resultados sobre o nível de atividade econômica dos investimentos que recaem apenas em Minas Gerais, analisados neste artigo, e o impacto das inversões considerando-se o total do PAC em todo o país.¹⁶ Note-se, com relação ao impacto de todos os investimentos,

16. O mesmo modelo e fonte de dados apresentados neste trabalho foi utilizado em Domingues *et al.* (2008) para a análise global de todos os investimentos do PAC. Assim, os resultados deste trabalho são um subconjunto destas estimativas.

no período de curto prazo, que cerca de 50% do impacto em Minas Gerais são decorrentes de vazamentos ou *spillovers* inter-regionais dos investimentos do PAC no resto do país. Logo, no curto prazo, amplifica-se o resultado para a economia mineira, dados os efeitos multiplicadores de renda e efeitos para trás e para frente de encadeamentos intersetoriais/inter-regionais. Ou seja, na etapa de construção e implementação dos investimentos do PAC em todo o Brasil, a economia mineira é bastante beneficiada. Contribui para este efeito a forte presença de setores de insumos para a construção civil no estado.

No longo prazo, entretanto, o efeito positivo dos investimentos em Minas Gerais é contrabalançado pelos ganhos de competitividade e elevação do estoque de capital em outros estados do país. Mesmo assim, o impacto potencial dos investimentos totais do PAC no crescimento da economia de Minas Gerais é significativo, comparativamente ao desempenho recente da economia do estado. Entre 2000 e 2005 o PIB de Minas Gerais cresceu a uma taxa média de 2,74%, portanto o impacto total do PAC em Minas Gerais no longo prazo (2,77%) representa um ano adicional de crescimento para a economia do estado.

TABELA C.1

Impacto sobre o nível de atividade econômica em Minas Gerais dos investimentos em infraestrutura do PAC

(Variação % do PIB estadual)

	Investimentos em Minas Gerais	Investimentos no Brasil ¹	Vazamentos e <i>spillovers</i> sobre Minas Gerais
Curto prazo (acumulado 2008-2011)	1,61	3,28	+1,67
Longo prazo	3,62	2,77	-1,85

Fonte: Elaboração própria.

¹ Refere-se a todos os investimentos do PAC/PPA (ver DOMINGUES *et al.*, 2008).

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisora

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Míriam Nunes da Fonseca

Roberta da Costa de Sousa

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins (estagiária)

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República

ISSN 0100-0551



Apoio editorial

