

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 Ulyssea (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

* 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.

um foco específico sobre as áreas rurais. A primeira motivação para tanto consiste 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 constitui-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 Ulyseia (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 subseção 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

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.

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

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

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.

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 em: <<http://ppe.ipea.gov.br>>.

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:

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

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.

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

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 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 diminuiu 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,

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 Ulyssea (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.

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 8º e 10º 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), quantifica-se 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. 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

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%.

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 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

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 (Planos 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

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*.

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

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%.

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,

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

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.

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 pontos percentuais.

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.

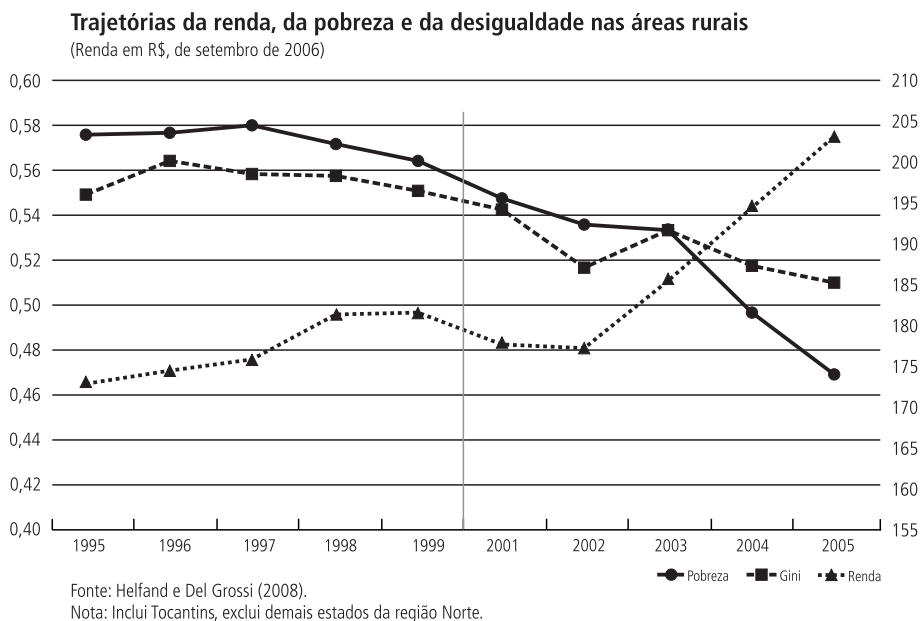
3.5 Análise de robustez

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

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.

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 as séries temporais entre 1995 e 2005 das três principais variáveis aqui utilizadas – 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.



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

	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.

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. (Eds.). *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. (Eds.). *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

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
a	Coefficiente de $(P^2 - L)$	0,925	0,747	0,891
b	Coefficiente de $L(P - 1)$	-0,026	0,070	-0,340
c	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
z	Linha de pobreza	117,19	117,19	117,19
e	$-(a + b + c + 1)$	-2,002	-2,004	-1,692
m	$b^2 - 4a$	-3,701	-2,982	-3,450
n	$2be - 4c$	-0,307	-1,030	0,589
r	$(n^2 - 4me^2)^{1/2}$	7,710	6,997	6,313
$s1$	$(r - n)/(2m)$	-1,083	-1,346	-0,830
$s2$	$-(r + n)/(2m)$	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
H	FGT0	0,620	0,550	0,457
PG	FGT1	0,327	0,261	0,204
SPG	FGT2	0,215	0,156	0,119

Fonte: Microdados da Pnad. Elaboração dos autores.

Nota: Região Norte excluída.