

**Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil Rural:  
Uma Análise da Queda Recente**

Steven M. Helfand  
Universidade da Califórnia, Riverside

Rudi Rocha  
PUC-Rio

Henrique E. F. Vinhais  
Universidade do Texas, Austin

7/21/2008

# **Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil Rural: Uma Análise da Queda Recente\***

Steven M. Helfand, Rudi Rocha, Henrique E. F. Vinhais\*\*

## **Resumo**

Neste artigo decomparamos as variações da pobreza no Brasil rural em componentes de crescimento e de desigualdade de renda entre os anos 1992, 1998 e 2005. O artigo ainda decompõe as variações do índice de Gini e analisa as fontes do crescimento da renda nas áreas rurais. A pobreza rural caiu 15 pontos percentuais neste período. Mostramos que, diferentemente do que ocorreu no 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 40% do declínio. A queda na desigualdade neste segundo período teve como origem a desconcentração dos rendimentos de atividades não-agrícolas e de “outras fontes” de renda, uma categoria residual que inclui o Bolsa Família. Por outro lado, as fontes de crescimento da renda foram variadas neste segundo período, destacando-se principalmente o crescimento da renda de atividades agrícolas e de previdência. Supondo um limite às transferências de renda, argumentamos que o crescimento pró-pobre torna-se uma condição necessária para a continuidade da queda da pobreza e da desigualdade nas áreas rurais.

## **Abstract**

This article decomposes changes in rural poverty into growth and income inequality components for the years 1992, 1998 and 2005. The article also decomposes changes in the Gini, and analyzes the sources of income growth. Rural poverty fell by 15 percentage points in this period. The analysis shows that, 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 about 40% of the decline. The reduction in income inequality was due to a decline in both the inequality of non-agricultural earnings and in the receipts of “other” sources of income. This residual category includes conditional cash transfers via the *Bolsa Família* program. Income growth was mostly attributable to agricultural earnings and social security transfers. Given the constraints on transfers, the article concludes that pro-poor growth in earnings is likely to be necessary for rural poverty and inequality to continue to decline in tandem.

**Palavras-chave:** pobreza, desigualdade de renda, Brasil rural.

**JEL:** D63, I32, O18, R11

---

\* O artigo se baseia em pesquisa financiada, em parte, pela United States Agency for International Development (USAID) e por um subcontrato da Broadening Access and Strengthening Input Market Systems (BASIS) / Collaborative Research Support Program (CRSP) / Universidade de Wisconsin-Madison com a Universidade da Califórnia em Riverside. As instituições acima não têm qualquer responsabilidade sobre as opiniões e conclusões do trabalho.

\*\* Os autores são, respectivamente, Professor Associado da Universidade da Califórnia, Riverside, doutorando em economia pela PUC-Rio, doutorando em economia pela Universidade do Texas, Austin.

## Introdução

Entre 1998 e 2005 a desigualdade no Brasil medida pelo índice de Gini apresentou uma queda superior a 5%, enquanto que a diminuição na proporção de pobres chegou a 4.4 pontos percentuais. Considerando que a renda domiciliar per capita caiu em 2% 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 a compilação de estudos organizada por Barros, Foguel e Ulysea (2006) e os trabalhos de Soares (2006) e Hoffmann (2006) referências importantes.

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 no tamanho e na composição da população rural: são cerca de 31 milhões de brasileiros, 46% deste total composto por pessoas pobres, quase o dobro da proporção de pobres encontrada para o Brasil. Naturalmente esta população constitui-se em grande medida foco prioritário de atendimento por políticas públicas, não apenas pelas condições de baixa renda como também pela deficiência na oferta de serviços básicos e de infra-estrutura. 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%, enquanto que o índice de Gini caiu 8.6%, passando de 0.55 para 0.50. A diminuição na proporção de pobres chegou a 9.4 pontos percentuais, 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 analisamos conjuntamente as variações da renda, da pobreza e da desigualdade nas áreas rurais e as relacionamos a variações da renda domiciliar per capita segundo suas fontes de rendimento. Em primeiro lugar, com base nos dados da PNAD para os anos de 1992, 1998 e 2005 apresentamos as variações da renda, da pobreza e da desigualdade separadamente para as áreas rurais e para o país como um todo. 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 de atividade agrícola, (ii) renda de atividade não-agrícola, (iii) previdência e pensões e (iv) outras rendas, onde se incluem, dentre outros, os rendimentos provenientes de programas sociais. Mostramos que enquanto o crescimento da renda no primeiro período é explicado principalmente pelo crescimento dos rendimentos de atividades não-agrícolas, no segundo período as fontes de crescimento são variadas. 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 não-agrícola e de outros rendimentos, onde se revela o avanço de programas sociais como o Bolsa-Família.

Este artigo está organizado da seguinte forma. Na próxima seção descrevemos as variáveis utilizadas e apresentamos as técnicas de decomposição empregadas. As variações da renda, da pobreza e da desigualdade, bem como os resultados das decomposições são analisados na terceira seção, enquanto que a última seção traz os comentários finais do trabalho.

## **1. Metodologia: construção das variáveis e decomposições**

### *1.1 Dados e definições gerais*

A base de dados utilizada para este trabalho foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), relativa aos anos de 1992, 1998 e 2005. Usamos a definição oficial de áreas rurais com base na situação do setor censitário.

Utilizamos a renda domiciliar per capita dos indivíduos como base para a construção das medidas de renda, pobreza e desigualdade.<sup>1</sup> Para a análise das variações da renda e da desigualdade, dividimos a renda domiciliar per capita em quatro componentes: (i) renda

---

<sup>1</sup> Utilizamos como ponderador o fator de expansão para cada domicílio, computado pelo IBGE. Para o ano de 1992, consideramos 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, empregado(a) doméstico(a) e respectivos parentes.

proveniente de atividades agrícolas; (ii) renda proveniente de atividades não-agrícolas; (iii) renda proveniente de previdência e pensões; (iv) outras rendas.

O primeiro componente refere-se à renda proveniente do trabalho em atividades abrangendo a agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal, pesca e piscicultura. A renda de atividades não-agrícolas é constituída pelos demais rendimentos provenientes do trabalho. Tanto com respeito às atividades agrícolas como não-agrícolas consideraremos o rendimento mensal do trabalho principal e dos demais trabalhos.

A renda de previdência e pensões compreende os rendimentos de aposentadoria, pensão, outras aposentadorias, outras pensões e abono de permanência. Por fim, o componente de outras rendas é constituído por rendimentos de aluguel, doações de não-moradores, juros, dividendos e outros rendimentos não citados anteriormente. Neste último componente incluem-se as transferências de renda de programas sociais, como o Bolsa-Família.

A linha de pobreza utilizada corresponde a meio salário mínimo de agosto de 2000.<sup>2</sup> Tanto a linha de pobreza como a renda domiciliar per capita foram convertidas em valores constantes de setembro de 2005, utilizando como deflator o INPC do IBGE.<sup>3</sup> 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.

### *1.2 Metodologia de decomposição da variação da pobreza a partir de variações de renda e desigualdade*

Na seção 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,  $\mu_t$  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

---

<sup>2</sup> O salário mínimo 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.

<sup>3</sup> No cálculo do deflator utilizamos a metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002) para ajustar os valores do INPC.

distribuição fixa em  $\mu_t$ . 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 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  $\mu$  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).<sup>4</sup>

A decomposição pode ser empiricamente implementada a partir de microdados sobre a distribuição da renda em dois ou mais períodos. A forma funcional de  $P(z / \mu_t, L_t)$  pode ser derivada a partir de tipos distintos de medidas de pobreza e de curvas de Lorenz parametrizadas. Quanto à medida de pobreza, utilizaremos o índice  $P_0$ , definido por:<sup>5</sup>

$$P_0 = \sum_{y_i < z} w_i [(z - y_i) / z]^\alpha / n, \text{ com } \alpha = 0 \quad (4)$$

Onde  $y_i$  é a renda per capita do  $i$ -ésimo indivíduo,  $w_i$  é o peso do domicílio na população, e  $n$  é o tamanho da população. A medida  $P_0$  simplesmente indica a proporção de pessoas com renda per capita domiciliar inferior a  $z$ .

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:

$$L(1-L) = a(p^2 - L) + bL(p-1) + c(p-L) + \varepsilon \quad (5)$$

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, e  $\varepsilon$  é um erro

<sup>4</sup> 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.

<sup>5</sup> Com  $\alpha = 0$  temos um caso particular das medidas de Foster-Greer-Thorbecke (FGT).

aleatório. A partir dos coeficientes encontrados com base no modelo quadrático podemos chegar então aos valores estimados para  $P_0$  através da equação:

$$P_0 = -\frac{1}{2m} \left[ n + r \left( b + 2 \frac{z}{\mu} \right) \left\{ \left( b + 2 \frac{z}{\mu} \right)^2 - m \right\}^{-\frac{1}{2}} \right] \quad (6)$$

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  $\mu$  é a renda média.

### 1.3 Decomposição do Gini entre concentração e participação

Na seção 3.4 analisamos as variações da desigualdade nas áreas rurais a partir de uma metodologia de decomposição do índice de Gini que o particiona em (i) coeficientes de concentração, aplicados às categorias de renda mencionadas na seção 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, partimos 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  $y_i$ , i.e.,  $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$ . O coeficiente de concentração  $c_k$  para uma determinada categoria de renda  $k$  pode ser derivado a partir de:

$$c_k = \frac{2}{n\mu_k} \text{cov}(y_{ik}, i), \text{ onde } \mu_k \text{ é a média de } y_{ki}. \quad (9)$$

Definindo por  $s_k$  a participação do componente  $k$  na renda domiciliar per capita, chegamos à fórmula para o índice de Gini aplicada a um determinado período  $t$ :<sup>6</sup>

$$Gini_t = \sum_k c_{k,t} s_{k,t} \quad (10)$$

A equação 10 nos diz que a soma dos índices de concentração dos  $k$  componentes da renda, ponderada pelas suas respectivas participações médias na renda total, equivale ao índice de Gini. Desta equação chegamos 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:

<sup>6</sup> Ver Shorrocks (1982) e Pyatt et al. (1980) como referências teóricas e Hoffmann (2003) para uma aplicação ao caso brasileiro.

$$\Delta Gini = \sum_k \Delta c_k \bar{s}_k + \Delta s_k (\bar{c}_k - \bar{G}) \quad (11)$$

Onde  $\bar{s}_k$  e  $\bar{c}_k$  são respectivamente 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 devida às mudanças de composição da renda, mantendo-se as concentrações constantes em  $\bar{c}_k$ .

## 2. Resultados empíricos

### 2.1 Fatos estilizados e comparações entre Brasil e Brasil rural

A proporção de pobres no Brasil diminuiu em 10 pontos percentuais entre 1992 e 2005 (de 33% para 23%). A Tabela 1 mostra que houve uma queda de 6 pontos percentuais com respeito ao período entre 1992 e 1998, e de 4 pontos 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. No segundo período estas tendências são invertidas. A renda cai levemente entre 1998 e 2005, enquanto que o índice de Gini diminui em 5%. A diminuição da pobreza no segundo período, portanto, pode ser explicada totalmente pela queda na desigualdade.

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 pontos percentuais (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 pontos percentuais. Entre 1998 e 2005, contudo, a diminuição intensifica-se e chega a quase 10 pontos percentuais.

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 devido ao 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% na renda, movimento oposto à diminuição observada para o país como um todo, como também a uma queda de 8.6% na desigualdade, diminuição relativamente mais forte do que a encontrada em nível nacional.

Tabela 1 – Variações na Renda, Pobreza e Desigualdade: Brasil vs Brasil Rural

Indicador	Brasil					Brasil Rural				
	1992	1998	2005	Variações		1992	1998	2005	Variações	
				1992-98	1998-05				1992-98	1998-05
Renda per Capita <sup>a</sup>	346.5	450.5	440.9	30%	-2%	145.6	183.0	199.5	26%	9%
Índice de Gini <sup>a</sup>	0.579	0.596	0.565	2.8%	-5.1%	0.541	0.549	0.502	1.5%	-8.6%
Proporção de Pobres <sup>b</sup>	0.33	0.28	0.23	-0.06	-0.044	0.62	0.56	0.46	-0.06	-0.094

Nota: (a) Variações em termos percentuais; (b) variações em pontos percentuais.

Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores.

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 1.5% 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. Os quatro décimos mais pobres da distribuição também obtiveram ganhos de participação relativamente maiores nas áreas rurais. Estes décimos juntos apropriavam-se de 10.4% em 1998 e passaram a 12.3% em 2005. Em nível nacional, passaram de 8.8% para 9.6%.

Tabela 2 – Participações dos Décimos da Distribuição de Renda na Renda Total

Décimo	Brasil					Brasil Rural				
	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	1992-98	1998-05	1992	1998	2005	1992-98	1998-05
1	0.78	0.86	1.06	0.08	0.20	0.95	1.26	1.44	0.31	0.18
2	2.50	2.50	3.01	-0.08	0.31	2.94	3.47	4.00	0.22	0.35
3	5.27	4.95	5.83	-0.32	0.37	5.90	6.47	7.37	0.04	0.37
4	8.7	8.8	9.6	0.47	-0.08	10.0	10.4	12.3	-0.10	0.98
5	13.4	13.4	14.5	-0.15	0.24	15.2	15.7	17.5	-0.01	-0.05
6	19.4	18.4	21.1	-0.97	1.60	22.0	21.9	24.7	-0.58	1.02
7	27.3	25.8	29.1	-0.58	0.72	30.7	30.1	34.3	-0.44	1.35
8	38.0	36.2	39.0	-0.32	-0.49	42.2	42.3	45.4	0.70	-1.15
9	54.4	52.5	54.9	-0.10	-0.46	59.0	56.2	61.6	-2.97	2.36
10	100	100	100	1.97	-2.41	100	100	100	2.83	-5.41

Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores.

## 2.2 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 1. Note-se que todos os coeficientes são significativos em 1% e que os coeficientes de explicação  $R^2$  nas três regressões situaram-se entre 0.999 e 1.000, valores não incomuns para esta forma funcional.

Com o objetivo de decompor a queda na pobreza entre 1992 e 1998, em primeiro lugar, mantemos 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 9.3 pontos percentuais 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 pontos percentuais. Estes resultados mostram que o crescimento da renda nas áreas rurais explicou integralmente a queda na pobreza rural no período entre 1992 e 1998.<sup>7</sup>

Com relação ao período entre 1998 e 2005, estimamos uma queda na proporção de pobres nas áreas rurais de 9 pontos percentuais. Procedendo por analogia ao exercício anterior, verificamos que o crescimento da renda, dada sua distribuição constante, teria sido responsável por uma queda de 3.7 pontos percentuais na proporção de pobres. Quando mantemos fixo o nível de renda e alteramos sua distribuição, verificamos uma queda na proporção de pobres de 5.2 pontos percentuais. Temos então que o crescimento da renda explicou cerca de 41% da queda na pobreza rural entre 1998 e 2005, enquanto que a contribuição da diminuição da desigualdade foi de aproximadamente 57%.<sup>8</sup> 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.<sup>9</sup>

---

<sup>7</sup> Os resultados para o período 1992 e 1998 nas áreas rurais são bastante semelhantes em direção e magnitude aos encontrados para o Brasil como um todo.

<sup>8</sup> Note 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%.

<sup>9</sup> 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 Nota Técnica do IPEA em Barros, Foguel e Ulyssea 2006).

Tabela 3 – Decomposição da Variação na Pobreza Rural em Crescimento e Desigualdade

	Variação total estimada na proporção de pobres (em pontos percentuais)	Contrafactual 1: Variação na Renda, Distribuição Fixa	Contrafactual 2: Variação na Distribuição, Renda Fixa	Resíduo
Período 1992-1998	-6.98	-9.31	2.55	-0.22
Explicação para a queda na pobreza		133%	-36%	3%
Período 1998-2005	-9.03	-3.67	-5.18	-0.18
Explicação para a queda na pobreza		41%	57%	2%

Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores com base na metodologia de Datt e Ravallion (1992).

### 2.3 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 do rendimento domiciliar per capita a partir de cada um dos quatro componentes: (i) a renda proveniente da atividade agrícola, (ii) de atividade não-agrícola, (iii) previdência e pensões, 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 da renda de atividades não-agrícolas, seguido pelo aumento dos rendimentos provenientes de previdência e pensões.<sup>10</sup> Estas duas fontes explicam, respectivamente, 85% e 26% do crescimento da renda per capita. Neste primeiro período, o componente de outras rendas contribuiu apenas marginalmente para o aumento da renda domiciliar per capita, enquanto que a renda de atividades agrícolas encolheu. O crescimento de 9% da renda domiciliar per capita no segundo período ocorreu em bases distintas. Os rendimentos de atividades agrícolas recuperam-se, retornando ao posto de principal fonte de renda nas áreas rurais e explicando parte significativa do crescimento da renda domiciliar per capita no período. Por outro lado, os rendimentos de atividades não-agrícolas diminuem. A magnitude e a direção destes movimentos fazem com que a renda do trabalho tenha contribuído pouco para o crescimento da renda domiciliar per capita entre 1998 e 2005. A participação de previdência e pensões aumenta novamente e passa a explicar parte importante do crescimento da renda domiciliar per capita, o mesmo ocorrendo, em menor escala, com o componente de outras rendas.

Em síntese, no período entre 1998 e 2005 a recuperação da renda de atividades agrícolas funcionou nas áreas rurais como um contraponto à queda na renda de atividades não-agrícolas, algo que não ocorre para o país como um todo devido à pequena participação da renda de atividades agrícolas no rendimento domiciliar per capita médio brasileiro.<sup>11</sup>

<sup>10</sup> Para um tratamento detalhado do crescimento das fontes de rendimentos não-agrícolas nos anos 1990 ver Campanhola e Graziano da Silva (2000). Ver também Ferreira and Souza (2007) para o impacto da previdência sobre a distribuição de renda em áreas rurais neste mesmo período.

<sup>11</sup> No país como um todo, a queda na renda apenas não foi mais acentuada devido ao aumento dos componentes de previdência, pensões e outras rendas. Nas áreas rurais, o desempenho destes componentes

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 Domiciliar per Capita	145.6	183.0	199.5	37.4	26%	16.5	9%
Renda de Atividade Agrícola							
- Média	74.6	68.8	79.6	-5.8	-8%	10.9	16%
- Participação no total	0.51	0.38	0.40	-0.14		0.02	
- Contribuição para a Variação na Renda (%)				-16%		66%	
Renda de Atividade Não-Agrícola							
- Média	44.0	75.7	65.6	31.7	72%	-10.1	-13%
- Participação no total	0.30	0.41	0.33	0.11		-0.08	
- Contribuição para a Variação na Renda (%)				85%		-62%	
Renda de Previdência							
- Média	23.1	33.0	43.3	9.9	43%	10.3	31%
- Participação no total	0.16	0.18	0.22	0.02		0.04	
- Contribuição para a Variação na Renda (%)				26%		63%	
Outras Rendas							
- Média	3.9	5.5	11.0	1.6	40%	5.4	99%
- Participação no total	0.03	0.03	0.05	0.00		0.02	
- Contribuição para a Variação na Renda (%)				4%		33%	

Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores.

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 no rendimento 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 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 1997-98, 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 8.212 (Plano de Custeio) e 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. Estas mudanças implicaram na equiparação do piso dos benefícios em um salário mínimo (o piso rural anterior era de meio salário mínimo) e no acesso de mulheres à aposentadoria independentemente do acesso do cônjuge. Também, reduziram-se as idades de acesso à aposentadoria, de 60 para

somou-se ao crescimento da renda de atividades agrícolas, proporcionando assim um aumento da renda domiciliar per capita.

55 anos para mulheres, e de 65 para 60 anos, no caso dos homens.<sup>12</sup> Estas mudanças, portanto, proporcionaram o aumento do número de beneficiários no início dos anos 1990, e no 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 salário mínimo, 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 3.2 milhões de brasileiros em áreas rurais viviam em domicílios receptores de algum dos rendimentos incluídos nesta categoria, o que equivalia a pouco mais de 10% da população rural. Em 1998 estes números haviam recuado respectivamente para 2.7 milhões de pessoas, ou apenas 8.7% da população rural, proporção ligeiramente inferior à encontrada no país como um todo naquele ano, de 10.8%. Em 2005, no entanto, o número de brasileiros vivendo em domicílios recebendo algum tipo destes rendimentos nas áreas rurais havia aumentado significativamente para 13.3 milhões, o que representava 42.6% da população rural, proporção superior à encontrada em nível nacional naquele ano, de 26.6%.

Na Tabela 5 abaixo mostramos que o aumento da participação e do valor médio 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 menos de 10% das pessoas deste grupo viviam em domicílios receptores de outras rendas, enquanto que em 2005 esta proporção havia aumentado para mais de 50%. 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.

---

<sup>12</sup> Para mais detalhes ver Beltrão et al. (2000) e Schwarzer (2000).

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 <sup>a</sup>	Percentual da população com outras rendas	Valor médio de outras rendas <sup>a</sup>	Percentual da população com outras rendas	Valor médio de outras rendas <sup>a</sup>
1	5.2%	5.7	7.9%	11.8	64.9%	11.8
2	5.7%	11.4	10.8%	16.6	62.7%	14.2
3	6.7%	12.7	9.3%	22.6	58.7%	15.5
4	5.8%	17.0	7.4%	27.2	48.7%	17.4
5	7.1%	10.8	7.9%	31.1	53.7%	16.8
6	8.5%	17.9	5.3%	37.3	41.1%	22.5
7	10.7%	17.4	5.5%	38.0	31.4%	25.5
8	13.8%	20.6	7.0%	46.9	29.5%	36.2
9	16.9%	26.0	10.4%	61.0	17.0%	51.3
10	24.8%	103.4	15.9%	207.6	18.2%	166.0

Nota: (a) Valores em R\$ de dezembro de 2005, média incluindo apenas os domicílios que receberam outras rendas.  
 Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores.

#### 2.4 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 decompomos 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.

Entre 1992 e 1998 a desigualdade nas áreas rurais variou relativamente pouco, algo explicado não apenas pela variabilidade também limitada dos índices de concentração dos componentes mais importantes da renda, como também pelos sinais de suas respectivas variações. A maior queda de concentração ocorreu no componente de outras rendas, embora a participação desta categoria na renda domiciliar per capita fosse bastante baixa. Os rendimentos provenientes de atividades agrícolas também se tornaram menos concentrados. No entanto, o efeito desta desconcentração sobre o índice de Gini rural foi minorado pela simultânea queda da participação deste componente na renda. Neste caso, a expansão da participação dos rendimentos de atividades não-agrícolas foi responsável pelo saldo de *aumento de desigualdade* nas áreas rurais neste primeiro período.

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	0.502	1.5%	-8.6%
<u>Renda de Atividades Agrícolas</u>					
Índice de Concentração <sup>a</sup>	0.48	0.44	0.44	-7.3%	-0.6%
Participação do componente na renda domiciliar per capita (%) <sup>b</sup>	51%	38%	40%	-0.14	0.02
Contribuição para o Índice de Gini (%) <sup>b</sup>	45%	30%	35%	-0.15	0.05
<u>Renda de Atividades Não-Agrícolas</u>					
Índice de Concentração <sup>a</sup>	0.63	0.64	0.58	1.4%	-8.5%
Participação do componente na renda domiciliar per capita (%) <sup>b</sup>	30%	41%	33%	0.11	-0.08
Contribuição para o Índice de Gini (%) <sup>b</sup>	35%	48%	38%	0.13	-0.10
<u>Renda de Previdência e Pensões</u>					
Índice de Concentração <sup>a</sup>	0.56	0.56	0.58	0.5%	2.1%
Participação do componente na renda domiciliar per capita (%) <sup>b</sup>	16%	18%	22%	0.02	0.04
Contribuição para o Índice de Gini (%) <sup>b</sup>	16%	19%	25%	0.02	0.06
<u>Outras Rendas</u>					
Índice de Concentração <sup>a</sup>	0.71	0.62	0.20	-13.2%	-67.4%
Participação do componente na renda domiciliar per capita (%) <sup>b</sup>	3%	3%	5%	0.00	0.02
Contribuição para o Índice de Gini (%) <sup>b</sup>	4%	3%	2%	0.00	-0.01

Nota: (a) variação percentual; (b) variação em pontos percentuais.

Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores.

Entre 1998 e 2005 as variações dos coeficientes de concentração e de participação foram em maioria determinantes para a queda na desigualdade rural. O índice de concentração da renda de atividades agrícolas permaneceu abaixo do índice de Gini, enquanto que a participação deste componente na renda domiciliar per capita aumentou. Estes movimentos contribuíram para a queda na desigualdade. Com respeito à renda de atividades não-agrícolas, tanto a concentração alta observada em 1998 como a participação deste componente diminuíram. Os dois efeitos também contribuíram para uma queda no Gini. As variações mais acentuadas ocorreram com o componente de outras rendas. Houve uma queda forte da concentração, cujo índice variou de 0.62 em 1998 para 0.20 em 2005, o que revela o impacto progressivo de programas sociais sobre os extratos mais pobres da população. Na direção contrária destes movimentos, houve um aumento tanto na participação como na concentração de aposentadorias e pensões, o único componente pressionando por mais desigualdade nas áreas rurais. Em 2005, previdência e pensões tornaram-se tão concentradas quanto as rendas não-agrícolas nas áreas rurais.

Com o objetivo de quantificar o impacto destas variações sobre a desigualdade, procedemos com a decomposição das variações do índice de Gini como descrita na Seção 2. Os resultados seguem na Tabela 7 abaixo.

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 de Atividades Agrícolas	-0.015	0.012	-44%	-0.001	-0.002	7%
Renda de Atividades Não-Agrícolas	0.003	0.010	163%	-0.020	-0.007	58%
Renda de Previdência e Pensões	0.000	0.000	10%	0.002	0.002	-8%
Outras Rendas	-0.003	0.000	-30%	-0.018	-0.003	44%
Totais	-0.014	0.022		-0.037	-0.010	
Variação do Gini		0.008			-0.047	

Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores.

Entre 1992 e 1998 houve em termos absolutos um aumento modesto no índice de Gini de 0.008 nas áreas rurais. A decomposição desta variação deixa clara a importância do avanço na participação da renda de atividades não-agrícolas para o aumento da desigualdade, assim como a queda na participação da renda proveniente de atividades agrícolas. Nota-se que o aumento da desigualdade neste período pode ser explicado em grande medida por variações na composição da renda domiciliar per capita. Mantendo-se constante a concentração em cada um dos componentes, verificamos que a mudança na composição da renda observada entre 1992 e 1998 teria sido responsável por um aumento de 2.2% no índice de Gini. No sentido contrário, nota-se que variações em concentrações impediram um aumento ainda maior na desigualdade. Neste caso, a diminuição da concentração da renda proveniente de atividades agrícolas foi particularmente importante.

Com relação ao período entre 1998 e 2005, houve em termos absolutos uma queda significativa no índice de Gini de 0.047 nas áreas rurais. Os resultados da decomposição mostram a importância das mudanças de concentração e participação da renda de atividades não-agrícolas para esta variação. Em 1998, esta era a fonte de renda mais concentrada e com maior participação. Logo, a diminuição acentuada em sua participação e concentração não poderia trazer outro efeito, que não a queda no índice de Gini. Se acrescentarmos o efeito de mudanças na concentração e participação da renda de atividades agrícolas, chegamos à conclusão de que as forças em curso no mercado de trabalho nas áreas rurais explicaram aproximadamente 2/3 da queda do índice de Gini. 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 quase generalizada dos índices de concentração. Enquanto que a mudança de composição da renda domiciliar per capita contribuiu para cerca de 20% da queda do índice de Gini, a diminuição da concentração dos componentes explicou quase 80%.

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 36% da queda na desigualdade, enquanto que a renda do trabalho explicou 85%. Hoffmann (2006) mostra que os mesmos componentes de “outras rendas” explicaram aproximadamente 28% da queda do índice de Gini entre 1997 e 2004, enquanto que o componente de renda do trabalho contribuiu com aproximadamente 78%. Nas áreas rurais, somando atividades agrícolas e não-agrícolas, encontramos que o componente da renda do trabalho contribuiu com 65% da queda do índice de Gini entre 1998 e 2005, enquanto que 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 percentagem de famílias beneficiadas e a importância relativa das transferências foram maiores.

### **3. Comentários Finais**

A queda recente na desigualdade de renda no Brasil não foi restrita 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 entre as áreas urbanas e rurais, como pela queda mais acentuada da desigualdade rural em relação à urbana.

A pobreza rural no Brasil também caiu de forma contínua e significativa entre 1992 e 2005. Em quanto a proporção de pobres no Brasil reduziu-se em 10 pontos percentuais neste período, a queda nas áreas rurais foi de mais de 15 pontos percentuais. Apesar disso, a incidência da pobreza rural continua sendo o dobro da urbana.

Com base em uma análise de decomposição, mostramos que a redução na pobreza rural entre 1992 a 1998 foi devida somente ao crescimento de renda. De 1998 a 2005, por outro lado, aproximadamente 60% da redução da pobreza rural foram devidos à queda na desigualdade de renda. Para entender melhor a queda na desigualdade rural, também decomparamos a mudança do Gini. O análise mostrou que aproximadamente 78% da melhora na distribuição de renda foram devidos à desconcentração da renda. Mudanças na participação das fontes de renda somente explicaram 22% da queda. As fontes de renda que mais contribuíram para a queda do Gini foram os rendimentos não-agrícolas, e o

componente de outras rendas, que incluem as transferências de renda como Bolsa Família. Apesar de só representarem 5% da renda total, estimamos que mudanças nas outras rendas explicaram 44% da queda recente na desigualdade de renda rural.

As implicações para as políticas públicas são três. Primeiro, devido a maior incidência de pobreza, as transferências de renda mostraram-se ainda mais importantes para a queda na pobreza e na desigualdade nas áreas rurais do que nas urbanas. Mas ainda existe espaço para melhorar a cobertura e a focalização das transferências. Entre os 40% mais pobres da população rural, por exemplo, menos de 60% recebiam outras rendas. 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, tanto agrícola como não-agrícola, ainda representa cerca de 75% 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 destas fontes de renda. Neste sentido, são importantes políticas que contribuem para a competitividade da agricultura familiar e para o acesso dos mais pobres a trabalhos não-agrícolas melhor remunerados.

#### **4. Referências Bibliográficas**

BARROS, R., M. FOGUEL e G. ULYSSEA. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v.1. Brasília: IPEA, 2006.

BELTRÃO, K., OLIVEIRA, F e PINHEIRO, S. *A população rural e a previdência social no Brasil: uma análise com ênfase nas mudanças constitucionais*. Texto para Discussão do IPEA, n. 759. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

CAMPANHOLA, C. e J. GRAZIANO DA SILVA (eds), *O Novo Rural Brasileiro: Uma Análise Nacional e Regional*. São Paulo: Embrapa, 2000.

CORSEIUL, C H. e M. FOGUEL. *Uma sugestão de deflatores para rendas do trabalho obtidas a partir de pesquisas domiciliares*. Texto para Discussão do IPEA, n. 897. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

DATT, G. e M. RAVALLION. 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, pp. 275-295, 1992.

FERREIRA, C. A. e S. SOUZA. 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, pp.985-1011, 2007.

IPEA. 2006. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. In Barros, R., M. Foguel e G. Ulyssea. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v.1. Brasília: IPEA, 2006.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a desigualdade no Brasil em cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, v.8 n.1 pp. 55-81, 2006.

\_\_\_\_\_. Inequality in Brazil: The contribution of pensions. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4), pp.755-773, 2003.

\_\_\_\_\_. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Edusp, 1998.

PYATT, G., CHEN, C-N. e J. FEI. The distribution of income by factor components. *The Quaterly Journal of Economics*, 95(5), pp. 451-73, 1980.

KAKKWANI, N. e K. SUBBARAO. Rural poverty and its alleviation in India. *Economic and Political Weekly*, n.25, A2-A16, 1990.

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

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

SOARES, F. V., SOARES, S., MEDEIROS, M. e R. OSÓRIO. *Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade*. Texto para Discussão do IPEA, n. 1228. Brasília: IPEA, 2006.

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

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

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

## 5. Anexo 1

Tabela A1 – 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	coeficiente de $(P^2-L)$	0.925	0.744	0.880
b	coeficiente de $L(P-1)$	-0.028	0.069	-0.320
c	coeficiente de $(P-L)$	0.103	0.188	0.155
$R^2$	coeficiente de explicação	0.9999	1.0000	0.9999
$\mu$	renda média	145.59	182.99	199.45
z	linha de pobreza	117.19	117.19	117.19
e	$-(a+b+c+1)$	-2.000	-2.001	-1.714
m	$b^2-4a$	-3.699	-2.971	-3.415
n	$2be-4c$	-0.301	-1.029	0.477
r	$(n^2-4me^2)^{1/2}$	7.699	6.975	6.355
s1	$(r-n)/(2m)$	-1.081	-1.347	-0.860
s2	$-(r+n)/(2m)$	1.000	1.001	1.000
L(H)	$-0.5(bH+e+(mH^2+nH+e^2)^{0.5})$	0.236	0.185	0.151
	FGT0	0.620	0.551	0.460
	FGT1	0.327	0.262	0.204
	FGT2	0.215	0.156	0.117

Fonte: Microdados da PNAD, elaboração própria dos autores.