

Distribuição da renda agrícola e sua contribuição para a desigualdade de renda no Brasil¹

Rodolfo Hoffmann²

Resumo – Inicialmente, ressalta-se a importância de não confundir a ocupação agrícola com a residência rural. Em seguida, analisa-se a distribuição da posse da terra entre empreendimentos agrícolas, com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2009. No terceiro tópico, analisa-se a distribuição do rendimento de todos os trabalhos entre pessoas com ocupação principal na agricultura, comentando-se a evolução das principais características dessa distribuição, de 1995 a 2009. No quarto tópico, estimam-se as equações de rendimento, incluindo-se como variáveis explanatórias a área de terra do empreendimento agrícola para os conta própria e os empregadores, e o fato de a pessoa ser ou não proprietária da terra. No último tópico, verifica-se como a renda agrícola contribui para o elevado grau de desigualdade que caracteriza a distribuição da renda domiciliar per capita (RDPC) no País. A técnica estatística usada é baseada no fato de que, ao se dividir a renda em parcelas, o índice de Gini da RDPC é igual a uma média ponderada das razões de concentração de cada parcela. Verifica-se que a renda agrícola é uma parcela progressiva da RDPC, no Brasil. Finalmente, analisa-se a contribuição de várias parcelas para a mudança na desigualdade da distribuição da RDPC, no período 2002–2009.

Palavras-chave: agricultura, Brasil, desigualdade, distribuição da renda, equação de rendimentos.

The distribution of income from agriculture and its contribution to income inequality in Brazil

Abstract – First, the paper shows the importance of not confounding agricultural occupation with rural situation of the household. Next, the distribution of land tenancy is analyzed, using data from the 2009 National Households Sample Survey. The third section examines the distribution of earnings of persons occupied in agriculture in the period 1995–2009. The fourth section presents earnings

¹ Original recebido em 11/5/2011 e aprovado em 17/5/2011.

² Professor do Instituto de Economia da Unicamp, com apoio do CNPq. E-mail: rhoffman@esalq.usp.br. O autor agradece a colaboração de Helga Hoffmann, Angela Kageyama e Régis Borges de Oliveira.

equations including, as explanatory variables, the farm area of employers and self employed and whether they are or not proprietors of the land. The last section analyses how income from agriculture contributes to the high degree of inequality that characterizes income distribution in Brazil and how the sector contributed to the change in income inequality from 2002 to 2009.

Keywords: agriculture, Brazil, inequality, income distribution, earnings equation.

O rural e o agrícola

Como é usual, emprega-se, aqui, o termo “agrícola” para designar as atividades de produção agropecuária, incluindo tanto as lavouras como as criações. Também fazem parte do setor agrícola a silvicultura, a exploração florestal, a pesca e a aquicultura. Todas as demais atividades econômicas, incluindo a indústria e os serviços, são denominadas atividades não agrícolas.

É importante não confundir setor agrícola com residência rural. O IBGE classifica os domicílios em rurais ou urbanos com base na legislação vigente, por ocasião da realização do último Censo Demográfico.

Assim, na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1992 a 1999, foi adotada a delimitação das áreas urbanas vigente por ocasião do Censo Demográfico de 1991. Ao realizar o Censo Demográfico de 2000, a delimitação das áreas consideradas urbanas, em geral, foi ampliada, conforme a legislação de cada município.

Essa nova delimitação passou a ser adotada na PNAD de 2001 em diante. A Tabela 1 mostra que a porcentagem das pessoas ocupadas residentes em área rural tende a diminuir, mas que entre 1999 e 2001, ocorre uma redução muito mais intensa, devido à mudança na delimitação das áreas urbanas e rurais.

A rigor, não é válido comparar as porcentagens de pessoas ocupadas residentes na área

rural antes e depois de 2000, já que foi alterada a definição de rural. E note-se que se trata de definição baseada na legislação municipal, sem fundamento socioeconômico.

Embora a ordem de grandeza da porcentagem de pessoas ocupadas com residência rural seja semelhante à da porcentagem de pessoas ocupadas com atividade principal agrícola (13% em 2002 e 11% ou 12% em 2009), é um erro grosseiro confundir rural e agrícola.³

Como se vê, as duas últimas colunas da Tabela 1 mostram que mais de 1/3 das pessoas ocupadas, residentes na área rural, não têm atividade principal agrícola, e mais de 1/3 das pessoas ocupadas no setor agrícola têm residência na área urbana. Em 2009, especificamente, 44,7% das pessoas ocupadas residentes na área rural têm atividade principal não agrícola e 38,2% dos ocupados no setor agrícola residem em área urbana.

O fato de que o rural não pode ser confundido com o agrícola se torna ainda mais evidente quando se destacam as regiões brasileiras. A Tabela 2 mostra, para as pessoas ocupadas em seis regiões do País, a porcentagem que é rural, a que é agrícola, a agrícola dentro da rural e a rural dentro da agrícola, em 2009⁴.

No Estado de São Paulo, apenas 21,6% das pessoas ocupadas residentes na área rural têm atividade principal agrícola e apenas 25,3% dos ocupados no setor agrícola residem na área rural.

³ Como exemplos de texto onde se confunde zona rural com atividade agrícola, pode-se mencionar o artigo de Araújo et al. (2008) e o Comunicados do IPEA nº 42 (IPEA, 2010), no qual o rural é considerado um setor e a expressão “estabelecimento rural” é indevidamente usada em lugar de “estabelecimento agropecuário.”

⁴ Note-se que, na Tabela 2, são considerados os dados da PNAD de 2009 para todo o Brasil, ao passo que na Tabela 1 são excluídos os dados da antiga região Norte, que só passou a ser abrangida pela PNAD a partir de 2004.

Tabela 1. Pessoas ocupadas⁽¹⁾: porcentagem residente na área rural e porcentagem com ocupação principal no setor agrícola. Brasil⁽²⁾, no período 1992–2009.

Ano	Pessoas ocupadas (em mil)	% na área rural	% no setor agrícola	% agrícola dos residentes na área rural	% rural dos ocupados no setor agrícola
1992	53.850	18,1	17,7	66,6	68,0
1993	55.046	18,0	17,1	64,6	68,0
1995	58.161	17,3	16,3	64,2	68,3
1996	57.693	16,8	15,3	61,4	67,4
1997	59.000	17,1	15,5	62,1	68,6
1998	59.484	17,2	14,6	58,5	69,2
1999	61.972	17,4	15,0	59,1	68,6
2001	66.199	13,4	13,0	64,2	66,3
2002	68.753	13,1	13,0	64,2	64,4
2003	69.800	13,1	13,2	64,4	64,0
2004	72.621	12,8	12,8	62,9	62,9
2005	74.763	13,1	12,4	61,0	64,1
2006	76.808	12,5	11,8	60,4	64,1
2007	78.063	12,1	11,0	57,5	63,5
2008	81.010	11,9	10,7	56,6	62,7
2009	81.552	11,8	10,6	55,3	61,8

⁽¹⁾ Pessoas ocupadas com declaração de idade e rendimento de todos os trabalhos positivo.

⁽²⁾ Exclui a área rural da antiga região Norte (RO, AC, AM, RR, PA e AP).

Tabela 2. Pessoas ocupadas⁽¹⁾: porcentagem residente na área rural e porcentagem com ocupação principal no setor agrícola, em seis regiões brasileiras, em 2009.

Região	Pessoas ocupadas (em mil)	% na área rural	% no setor agrícola	% agrícola dos residentes na área rural	% rural dos ocupados no setor agrícola
Norte	6.022	19,2	13,2	47,5	69,3
Nordeste	20.373	22,2	19,3	61,1	70,2
MG+ES+RJ	17.633	8,7	8,5	59,7	61,0
SP	18.902	4,9	4,2	21,6	25,3
Sul	13.186	13,9	10,3	53,6	72,5
Centro-Oeste	6.477	10,5	11,0	56,8	54,4
Brasil	82.593	12,9	11,0	54,4	63,8

⁽¹⁾ Pessoas ocupadas com declaração de idade e rendimento de todos os trabalhos positivo.

Distribuição da área dos empreendimentos agrícolas

Uma das informações fornecidas pela PNAD é a área dos empreendimentos agrícolas. Para cada domicílio da amostra, pergunta-se a área do empreendimento explorado por pessoa classificada como trabalhador por conta própria ou empregador ocupado na agropecuária. Essa área pode ser formada por parcelas descontínuas, localizadas até em estados distintos.

Cabe ressaltar que a área do empreendimento agrícola obtida na PNAD é conceitualmente diferente da área do estabelecimento agropecuário obtida no Censo Agropecuário. Uma diferença é que, por ser pesquisa domiciliar, a PNAD dificilmente capta os imóveis rurais de pessoas jurídicas.

Optou-se por considerar apenas as pessoas de domicílios particulares cujos empreendimentos tinham área de 0,1 ha a menos de 10 mil hectares, descartando dados estranhos ou que pudessem distorcer a análise da distribuição da posse da terra.⁵ Essas pessoas são classificadas em seis categorias de condição do produtor: proprietário, parceiro, arrendatário, posseiro, cessionário e outras condições.

Ao preencher o questionário da PNAD para um empregador (fazendeiro) ou um conta própria (agricultor familiar), é possível que a área do empreendimento tenha sido registrada tanto para a pessoa de referência do domicílio como para um cônjuge ou filho que também fosse classificado como empregador ou conta própria. Para evitar a dupla contagem dessas áreas, foram excluídos todos os casos de cônjuges e filhos com área do empreendimento igual à da pessoa de referência do domicílio.

Na PNAD de 2009 há, na amostra, 7.088 pessoas ocupadas na agropecuária, classificadas como empregador ou conta própria, com área

de 0,1 ha a menos de 10.000 ha. Foram constatados 97 casos com área de cônjuge igual à área da pessoa de referência e 45 casos de área do filho igual à área da pessoa de referência. Excluindo-se esses casos, resta uma amostra de 6.946 observações.

Usando-se os fatores de expansão fornecidos pelo IBGE, verifica-se que essa amostra corresponde a uma população de 3.537 mil empreendimentos, sendo 89,0% de conta própria e 11,0% de empregadores. Considerando-se as categorias de condição de produtor, verifica-se que 73,5% são proprietários, 7,0% são parceiros, 6,4% são arrendatários e 8,4% são cessionários.

As áreas média e mediana são, respectivamente, 46,7 ha e 7,0 ha, mostrando a forte assimetria positiva da distribuição da posse da terra no País. O índice de Gini é igual a 0,834 e o índice de Atkinson (mais sensível a alterações na cauda esquerda da distribuição) é igual a 0,843.⁶

Uma análise idêntica dos microdados da PNAD de 2008 leva aos seguintes resultados: 3.631 mil empreendimentos agrícolas, com área média igual a 51,1 ha, mediana igual a 7,0 ha, índices de Gini e de Atkinson iguais a 0,848 e 0,855, respectivamente; desses empreendimentos, 11,7% são de empregadores e 71,0% são de proprietários.

Cabe lembrar que, usando-se dados do Censo Agropecuário de 2006, o IBGE obteve um índice de Gini igual a 0,854 para a distribuição da área dos estabelecimentos agropecuários do Brasil. Não é novidade dizer que, no País, a distribuição da posse da terra é muito desigual e que isso foi um condicionante fundamental da elevada desigualdade da distribuição da renda no passado, quando o setor agrícola era o mais importante da economia nacional.

⁵ Ver Hoffmann (2001) e Hoffmann e Ney (2010).

⁶ Trata-se de resultados perfeitamente compatíveis com os apresentados na Tabela 8, de Hoffmann e Ney (2010), referentes à distribuição da área dos empreendimentos agrícolas no Brasil, de 1992 a 2008. Ressalte-se que, nessa tabela, foi excluída a área rural da antiga região Norte, onde não era feita a coleta de dados até a PNAD de 2003.

Rendimento das pessoas ocupadas

De acordo com a PNAD de 2009, o Brasil tinha 92,7 milhões de pessoas ocupadas, sendo 15,7 milhões com atividade principal na agricultura, 20,5 milhões na indústria e 56,3 milhões no setor de serviços (e 0,2 milhão em atividades mal definidas ou não declaradas).

A seguir, passamos a considerar apenas as pessoas ocupadas que declararam valor positivo para o que o IBGE denomina rendimento de todos os trabalhos, reduzindo-se a população a 82,6 milhões de pessoas. Cabe ressaltar que o rendimento do trabalho não se restringe aos salários; para os empregadores e conta própria inclui a retirada mensal normalmente feita do seu empreendimento, podendo incluir lucro e renda da terra (no caso de proprietários de terra).

A Tabela 3 mostra algumas características dessa população de pessoas ocupadas, conforme o setor de atividade. O setor agrícola emprega apenas 11% das pessoas ocupadas, mas pode-se verificar que essa porcentagem sobe para quase 17% quando se incluem os ocupados sem remuneração (tipicamente membros da família de pequenos produtores agrícolas).

Observa-se, na Tabela 3, que as pessoas ocupadas no setor agrícola (com rendimento do trabalho positivo) tendem a ser mais velhas que nos outros setores e com escolaridade muito mais baixa. O rendimento médio no setor agrícola corresponde a apenas 53% do rendimento médio no setor de serviços.

O índice de Gini da distribuição do rendimento de todos os trabalhos entre pessoas ocupadas é semelhante para os setores agrícola e de serviços, e é menor no setor industrial.

A Tabela 4 mostra as diferenças regionais dentro do setor agrícola. Verifica-se que o rendimento médio no Sul é o triplo do referente ao Nordeste e que a escolaridade média no Estado de São Paulo é quase o dobro da observada na região mais pobre.

Ao longo do período 1995–2009 ocorreu, no Brasil, uma substancial redução da desigualdade da distribuição da renda de todos os trabalhos entre as pessoas ocupadas (com rendimento positivo). O índice de Gini caiu de 0,585 em 1995 para 0,518 em 2009 (excluindo a área rural da antiga região norte, que não era abrangida pela PNAD até 2003).

A redução da desigualdade foi bem menos intensa dentro do setor agrícola, com o índice de Gini passando de 0,565 em 1995, para 0,533 em 2009. De 1995 a 2001, o índice de Gini para o setor agrícola é menor do que no setor de serviços. De 1999 a 2003, ocorre aumento da desigualdade dentro do setor agrícola, fazendo com que, no período 2002–2009, o agrícola seja o setor com o maior índice de Gini.

Considerando-se o índice T de Theil, que é mais sensível ao que ocorre na cauda direita da distribuição, o agrícola é o setor com maior desigualdade em todo o período 1995–2009 (NEY; HOFFMANN, 2011).

Tabela 3. Distribuição do rendimento, escolaridade e idade das pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, conforme o setor de atividade principal, no Brasil, em 2009.

Setor	População (%)	Rendimento médio (R\$)	Rendimento mediano (R\$)	Índice de Gini	Escolaridade média ⁽¹⁾	Idade média
Agrícola	11,0	637,4	450	0,529	4,0	41,7
Indústria	23,9	1.041,1	700	0,454	8,0	36,8
Serviços	64,9	1.211,6	690	0,526	9,7	36,8
Total	100,0	1.105,7	630	0,518	8,6	37,3

⁽¹⁾ Foi atribuído valor 17 para os com 15 anos ou mais de escolaridade.

Tabela 4. Distribuição do rendimento, escolaridade e idade das pessoas ocupadas na agricultura e com rendimento de todos os trabalhos positivo, conforme a região, no Brasil, em 2009.

Região	População (%)	Rendimento médio (R\$)	Rendimento mediano (R\$)	Índice de Gini	Escolaridade média ⁽¹⁾	Idade média
Norte	8,7	636,5	450	0,479	3,5	40,6
Nordeste	43,2	344,1	248	0,470	3,0	41,0
MG + ES + RJ	16,5	664,1	465	0,444	4,4	42,3
Estado de São Paulo	8,8	886,5	600	0,423	5,9	40,8
Sul	14,9	1.048,4	600	0,515	5,2	43,9
Centro-Oeste	7,9	1.137,5	635	0,537	5,1	42,2
Brasil	100,0	637,4	450	0,529	4,0	41,7

⁽¹⁾ Foi atribuído valor 17 para os com 15 anos ou mais de escolaridade.

Por que a desigualdade caiu mais lentamente na agricultura? Como estamos analisando a distribuição do rendimento do trabalho entre pessoas ocupadas, não cabe considerar o efeito dos programas de transferência de renda (como o Bolsa Família).

Como não há indicações de que tenha ocorrido mudança substancial na distribuição da posse da terra usada na agricultura, essa também não deve ser uma fonte de mudanças na distribuição da renda agrícola (HOFFMANN; NEY, 2010).

Um fator relevante é a distribuição da escolaridade. A forma usual da equação de rendimentos permite associar a desigualdade da distribuição da renda com a dispersão da escolaridade (medida pelo desvio padrão ou pela diferença absoluta média)⁷.

Pode-se verificar que, para a população de pessoas ocupadas no Brasil, a dispersão da escolaridade tende a crescer durante a década de 1990, passa por valores máximos no período 2001-2003 e depois diminui (quando a escolaridade média supera 7,5) (BARROS et al., 2007, 2009; HOFFMANN, 2010; LOREL, 2008).

Além disso, a taxa de retorno da escolaridade para escolaridade superior a 10 anos se mostra decrescente a partir de 2002.⁸

Entretanto, quando se considera a população de pessoas ocupadas no setor agrícola (com valor positivo para o rendimento de todos os trabalhos), a escolaridade média é muito mais baixa e sua dispersão tende a crescer durante todo o período 1995–2009.

Dentro do setor agrícola, o crescimento da dispersão da escolaridade continua contribuindo para aumentar a desigualdade da distribuição da renda. Quanto à taxa de retorno para escolaridade superior a 10 anos, percebe-se que ela tendeu a crescer até 2005, caindo no período de 2005 a 2009. Nesse período, verifica-se que as medidas de desigualdade da distribuição da renda agrícola caem sistematicamente, com o índice de Gini no setor agrícola acompanhando, paralelamente, a queda do índice de Gini para a distribuição da renda do trabalho no conjunto das pessoas ocupadas.

Outro fator que contribuiu para a redução da desigualdade da distribuição na renda no Brasil no período 1995–2009, foi o crescimento

⁷ Lembrar que o índice de Gini pode ser definido como a razão entre a diferença absoluta média e o dobro da média.

⁸ A importância dessas mudanças para a redução da desigualdade no período 2001–2007 está quantificada em Barros et al. (2009).

do valor real do salário mínimo. Mas, devido ao fato de os rendimentos agrícolas serem mais baixos, o efeito do crescimento do valor real do salário mínimo não é o mesmo, quando se considera apenas o setor agrícola.

De acordo com os dados da PNAD de 2009, o salário mínimo (R\$ 465,00) coincide com o 5º e o 6º vintil da distribuição da renda de todos os trabalhos entre as pessoas ocupadas; coincide com o 4º e o 5º vintil no setor industrial; coincide com o 4º, 5º e o 6º vintil no setor de serviços, e coincide com o 11º e o 12º vintil no setor agrícola. Em 2009, o salário mínimo ficou acima da mediana da distribuição da renda do trabalho entre pessoas ocupadas na agricultura e com renda do trabalho positiva.

Uma análise da distribuição do rendimento da atividade principal das pessoas ocupadas no setor agrícola e classificadas como empregados mostra que, nos últimos anos (2002–2009), o salário mínimo coincide com o 1º quartil no caso dos empregados com carteira de trabalho assinada, mas coincide com o 3º quartil para os empregados sem carteira. Para os empregados sem carteira, o salário mínimo não funciona efetivamente como piso salarial e, consequentemente, o crescimento do seu valor real não contribuiu para reduzir a desigualdade dentro da categoria (OLIVEIRA; HOFFMANN, 2010).

A equação de rendimentos

A estimação de uma equação de rendimentos é a metodologia mais usual para avaliar como o rendimento de uma pessoa ocupada varia em função de suas características e da sua ocupação.

A variável dependente (Y) é o logaritmo neperiano do rendimento obtido de todas as atividades exercidas pela pessoa, ou seja, o rendimento de todos os trabalhos, na terminologia do IBGE. Esse rendimento inclui o salário de um empregado, mas inclui também, eventualmente, o lucro e a renda da terra obtido na atividade de fazendeiro (empregador).

Indicando-se as variáveis explanatórias por X_i e o erro por u , o modelo da equação de rendimentos é

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + u$$

Segue a lista das variáveis explanatórias usadas:

- Uma variável binária para sexo, que é igual a 1 para mulheres e é igual a 0 (zero) para homens.
- A idade da pessoa, em dezenas de anos, e seu quadrado, pois Y não é uma função linear da idade. A idade é medida em décadas apenas para evitar coeficientes muito pequenos. Se o coeficiente para idade for λ_1 e o coeficiente para o quadrado de idade for λ_2 , a idade associada ao rendimento máximo é $-\lambda_1 / (2\lambda_2)$ décadas ou $-5\lambda_1 / \lambda_2$ anos.
- A escolaridade (E), variando de 0 (no caso de pessoas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo) a 14 (no caso de pessoa com 14 anos de estudo) e assumindo valor 17 para pessoa com 15 anos ou mais de estudo. Como o efeito da escolaridade tende a ser mais intenso a partir dos 10 anos de idade, cria-se uma variável binária Z_1 que é igual a zero para $E \leq 10$ e é igual a 1 para $E > 10$.

Quando se considera a mudança no efeito da escolaridade a partir dos 10 anos, a equação de rendimentos inclui dois termos relativos à escolaridade:

$$Y = \dots + \beta_1 E + \beta_2 Z_1 (E - 10) + \dots$$

Até os 10 anos de escolaridade, com $Z_1 = 0$, um ano adicional de escolaridade está associado a um acréscimo de β_1 em Y ; acima dos 10 anos de escolaridade, com $Z_1 = 1$, um ano adicional de escolaridade está associado a um acréscimo de $\beta_1 + \beta_2$ em Y .

O efeito da escolaridade também pode ser captado, usando-se 15 variáveis binárias para

distinguir os 16 níveis de escolaridade registrados na PNAD:

- Quatro variáveis binárias para distinguir brancos (adotados como base), pretos, pardos, amarelos e indígenas.
- O logaritmo do número de horas semanais de trabalho. O coeficiente dessa variável é a elasticidade do rendimento em relação ao tempo semanal de trabalho.
- Cinco variáveis binárias para distinguir as regiões Nordeste (adotada como Base), Norte, Sudeste exclusive SP (MG + ES + RJ), SP, Sul e Centro-Oeste.
- Duas variáveis binárias para distinguir as três categorias de posição na ocupação no trabalho principal: empregado (base), conta própria e empregador.
- Uma variável binária que é igual a zero para domicílios urbanos e é igual a 1 para domicílios rurais.
- Uma variável destinada a captar o efeito da área do empreendimento, que é igual a 0 (zero) para os empregados e é igual ao logaritmo neperiano da área, para empregadores e conta própria. Essa variável pode ser considerada como o produto do logaritmo da área do empreendimento por uma variável binária (Z_2) que assume valor zero para os empregados e valor 1 para empregadores e conta própria.
- Uma variável binária que é igual a 1 quando o empregador ou conta própria é proprietário da terra e é igual a zero nas demais situações.⁹ Também foi incluída a interação entre essa variável e o logaritmo da área.

Para estimar a equação de rendimentos são usados apenas os dados de pessoas ocupadas com atividade principal agrícola, com valor

positivo para o rendimento de todos os trabalhos e com informação sobre todas as variáveis explanatórias incluídas na equação.

No caso de empregadores e conta própria, só foram considerados aqueles com área do empreendimento de 0,1 ha a menos de 10.000 ha.

Além disso, optou-se por considerar apenas pessoas ocupadas cujo tempo semanal de trabalho não fosse inferior a 15 ou superior a 98 horas. A PNAD de 2009 fornece uma amostra de 14.982 pessoas com essas características.

As equações de rendimento foram estimadas por mínimos quadrados ponderados, usando o peso ou fator de expansão de cada observação, fornecido pelo IBGE.¹⁰

Uma vez que é usual estimar equações de rendimento sem incluir a posição na ocupação, a área de terra possuída e o fato de a pessoa ser ou não proprietária da área, uma equação desse tipo foi estimada e os resultados obtidos são apresentados na Tabela 5 sob o título de Modelo I.

O coeficiente de determinação para o Modelo I é apenas 0,376, mas isso é usual, pois coeficientes de determinação de equações de rendimento dificilmente superam 0,6. Deve-se lembrar que o rendimento obtido por uma pessoa tem importantes elementos aleatórios (sorte) e é afetado por características pessoais (ambição, capacidade empresarial, egoísmo, etc.) que são muito difíceis de medir.

No Modelo I admite-se que o efeito da escolaridade sobre o logaritmo do rendimento é linear. O coeficiente estimado é 0,0591, indicando que, em média, 1 ano adicional de escolaridade eleva o valor esperado do rendimento em 6,1% [pois $\exp(0,0591) - 1 = 0,061$].

O Modelo II difere do Modelo I apenas pela inclusão das duas variáveis binárias destinadas a distinguir as três posições na ocupação

⁹ Feijó (2009) mostrou que o fato de ser proprietário aumenta o rendimento das pessoas ocupadas na agricultura brasileira.

¹⁰ Não se levou em consideração a estrutura da amostra, sabendo-se que isso leva a subestimar as variâncias das estimativas dos parâmetros da equação.

Tabela 5. Equações de rendimento para pessoas ocupadas na agricultura brasileira, estimadas com base nos microdados da PNAD de 2009.

Variável	Modelo I		Modelo II		
	Coefficiente	Probabilidade ⁽¹⁾	Coefficiente	Probabilidade ⁽¹⁾	
Constante	1,7785	*	1,9011	*	
Mulher	-0,2842	*	-0,2764	*	
Idade/10	0,3098	*	0,3323	*	
(Idade/10) ²	-0,0274	*	-0,0311	*	
Escolaridade	0,0591	*	0,0491	*	
ln (horas/semana)	0,8126	*	0,7795	*	
Cor	Preto	-0,1150	*	-0,1024	*
	Pardo	-0,1461	*	-0,1253	*
	Amarelo	0,2562	4,1%	0,1703	15,7%
	Indígena	-0,1256	35,2%	-0,0736	57,0%
Posição na ocupação	Conta própria	-	-0,1526	*	
	Empregador	-	0,9451	*	
Região	Norte	0,5736	*	0,5602	*
	MG+ES+RJ	0,4406	*	0,4185	*
	SP	0,6341	*	0,6479	*
	Sul	0,7045	*	0,7275	*
	Centro-Oeste	0,8041	*	0,7883	*
Domicílio rural	-0,0953	*	-0,0570	*	
Número de observações	14.982		14.982		
R ²	0,376		0,425		

⁽¹⁾ Probabilidade caudal do teste da hipótese de nulidade do coeficiente. O asterisco (*) indica que essa probabilidade é inferior a 0,01%.

(empregado, conta própria e empregador). O coeficiente de escolaridade diminui para 0,0491, indicando que 1 ano adicional de escolaridade eleva o valor esperado do rendimento em apenas 5,0%.

O coeficiente estimado para empregador (0,9451) indica que o fato de pertencer a essa categoria faz com que o rendimento esperado seja 157% maior do que o de um empregado [pois $\exp(0,9451) - 1 = 1,57$], mesmo depois de

controlado o efeito de todas as demais variáveis explanatórias incluídas na regressão.

É razoável considerar que, no Modelo I, o coeficiente de escolaridade está superestimado, devido à ausência de qualquer variável que controle o efeito da propriedade de capital (particularmente o capital fundiário).

Entre dois empregados, o mais escolarizado tende a ganhar mais, mas o fato de fazendeiros

ganharem mais do que empregados não se deve apenas à sua maior escolaridade média.¹¹

Na Tabela 6, é apresentado um modelo que inclui o efeito da área de terra do empreendimento de empregadores e conta própria, o fato de a terra ser ou não de propriedade da pessoa e

a mudança do efeito da escolaridade a partir dos 10 anos de escolaridade.

São apresentados os resultados obtidos com a PNAD de 2009 e os resultados obtidos com dados de 2008, para que se possa avaliar a estabilidade (ou instabilidade) dos coeficientes.

Tabela 6. Equações de rendimento para pessoas ocupadas na agricultura brasileira, estimadas com base nos microdados da PNAD de 2008 e de 2009.

Variável	2008		2009		
	Coefficiente	Probabilidade ⁽¹⁾	Coefficiente	Probabilidade ⁽¹⁾	
Constante	2,1339	*	2,0310	*	
Mulher	-0,2500	*	-0,2591	*	
Idade/10	0,3452	*	0,3364	*	
(Idade/10) ²	-0,0353	*	-0,0340	*	
Escolaridade ≤ 10; b_1	0,0402	*	0,0413	*	
Escolaridade > 10; $b_1 + b_2$	0,0637	0,50% ⁽²⁾	0,0549	11,7% ⁽²⁾	
ln (horas/semana)	0,7431	*	0,7679	*	
Cor	Preto	-0,0938	0,01%	-0,0813	0,13%
	Pardo	-0,1205	*	-0,1083	*
	Amarelo	0,0794	42,5%	0,1840	11,9%
	Indígena	-0,2127	7,4%	-0,0031	98,0%
Posição na ocupação	Conta própria	-0,5567	*	-0,4465	*
	Empregador	0,2692	*	0,4015	*
Região	Norte	0,4084	*	0,4721	*
	MG + ES + RJ	0,3251	*	0,3755	*
	SP	0,6100	*	0,6233	*
	Sul	0,5084	*	0,6698	*
	Centro-Oeste	0,5480	*	0,6972	*
Domicílio rural	-0,0924	*	-0,0745	*	
Z_2 ln (Área)	0,1470	*	0,1116	*	
Proprietário (Z_3)	0,3060	*	0,1225	*	
$Z_3 Z_2$ ln (Área)	-0,0225	4,7%	0,0255	3,0%	
Número de observações	15.363		14.982		
R^2	0,416		0,451		

⁽¹⁾ Probabilidade caudal do teste da hipótese de nulidade do coeficiente. O asterisco (*) indica que essa probabilidade é inferior a 0,01%.

⁽²⁾ Refere-se à hipótese de nulidade de β_2 (a mudança na taxa de retorno a partir dos 10 anos de escolaridade).

¹¹ Esse tema é discutido em Ney e Hoffmann (2003a e 2003b).

Em 2009, estima-se que 1 ano adicional de escolaridade está associado ao acréscimo de 4,2% ou de 5,6% no rendimento esperado, para pessoas com escolaridade abaixo ou acima de 10 anos, respectivamente.

Para 2008, os valores correspondentes são 4,1% e 6,6%, mostrando a relativa estabilidade desses coeficientes.¹² O aumento na taxa de retorno da escolaridade a partir dos 10 anos não é estatisticamente significativo, quando são usados os dados de 2009, mas é significativo (ao nível de 1%) em 2008.

Com base nos resultados obtidos em outros trabalhos, pode-se afirmar que ocorre um aumento substancial na taxa de retorno da educação a partir dos 10 anos de escolaridade, sendo inapropriado usar um modelo de equação de rendimentos que considera apenas um efeito linear da escolaridade.

Os coeficientes relativos à idade em 2009 indicam que o rendimento esperado apresenta valor máximo para 49,4 anos de idade. Observa-se que, em 2009, a estimativa da elasticidade do rendimento em relação ao tempo semanal de trabalho é 0,77, indicando que um acréscimo de 10% no tempo de trabalho está associado a um aumento de 7,7% no rendimento.

A Tabela 6 mostra que pretos e pardos tendem a ganhar menos do que brancos, mesmo depois de descontados os efeitos de todas as demais variáveis incluídas na regressão. Em 2009, o rendimento esperado de uma pessoa parda é 10,3% menor do que o de uma pessoa branca.

Não é correto interpretar os coeficientes relativos a pretos e pardos como medidas da discriminação contra essas categorias. Note-se que o coeficiente para amarelo é positivo (embora não seja significativo¹³, devido ao pequeno número de observações dessa categoria na

amostra) e não tem sentido considerar que existe discriminação a favor dos amarelos.

Em 2009, o rendimento esperado de uma mulher é 22,8% menor do que o de um homem, depois de descontado o efeito das demais variáveis explanatórias.

Os coeficientes estimados mostram que, em comparação com o Nordeste, em todas as outras regiões, o rendimento esperado é substancialmente mais elevado, com destaque para o Estado de São Paulo, o Sul e o Centro-Oeste.

Considerando sempre os resultados obtidos para 2009, o fato de a pessoa ocupada ter domicílio na área rural reduz o rendimento esperado em 7,2%.

Tendo-se por base de comparação o rendimento esperado de um empregado, um conta própria tende a ganhar 36,0% a menos. É provável que o rendimento mais baixo dos conta própria seja devido, em parte, ao maior grau de subdeclaração dos rendimentos dessa categoria. É claro que é mais fácil captar o valor correto de um salário que permanece fixo durante vários meses do que o rendimento mensal médio, ao longo de um ano, de um pequeno produtor familiar.

A estimativa da elasticidade do rendimento em relação à área do empreendimento de empregadores e conta própria, no caso de não proprietários, é 0,1116. Como na equação foi incluído um termo de interação entre logaritmo da área e o fato de a pessoa ocupada ser proprietária da área, no caso de proprietários, aquela elasticidade passa a ser $0,1116 + 0,0255 = 0,1371$ (ao mesmo tempo em que o intercepto da equação aumenta de 0,1225).

Sem levar em consideração a maior subdeclaração do rendimento dos conta própria, pode-se verificar que um pequeno proprietário conta própria terá rendimento esperado maior

¹² Araújo et al. (2008) estimam equações de rendimento para pessoas ocupadas no setor agrícola no Nordeste, com base nas PNADs de 1995, 2001 e 2005. O coeficiente estimado para escolaridade é 0,1081 em 1995 e 0,2176 em 2001 (Tabela 8). Variações dessa magnitude no coeficiente de escolaridade só podem ser devidas a erros grosseiros de cálculo que não foram detectados pelos autores ou pelos pareceristas da revista.

¹³ O coeficiente para amarelos se mostrou positivo e significativo em outros trabalhos. Ver, por exemplo, Hoffmann e Ney (2004).

do que o de um empregado se a propriedade tiver mais de 26 hectares.

É interessante notar que a estimativa do coeficiente da interação entre logaritmo da área e proprietário é negativa em 2008, mas a estimativa da elasticidade entre rendimento e a área da propriedade ($0,1470 - 0,0225 = 0,1245$) é muito semelhante ao valor obtido em 2009.¹⁴

Embora não se tenha segurança sobre a forma mais apropriada da equação de rendimentos, não resta dúvida sobre a grande importância da área de terra do empreendimento como determinante do rendimento de pessoa ocupada na agricultura brasileira, juntamente com o fato de ela ser ou não proprietária da terra.

O setor agrícola na distribuição da renda domiciliar per capita no Brasil

Neste item, será examinada a distribuição da renda domiciliar per capita (RDPC) no Brasil. É usual admitir que esta representa melhor o nível de bem-estar das pessoas do que o rendimento individual. Usando-se a RDPC, é possível considerar todas as pessoas e todas as fontes de renda informadas na PNAD.

Nos dados da PNAD, a RDPC é obtida dividindo-se a renda domiciliar pelo número de pessoas do domicílio, excluindo-se as pessoas residentes que são pensionistas, empregados domésticos ou parentes de empregados domésticos. É necessário excluir, da amostra, os domicílios sem declaração de renda domiciliar.

Como vamos comparar as distribuições em 2002 e em 2009, e em 2002 não foram coletados dados na área rural da antiga região Norte, nos dados de 2009 são excluídos os domicílios dessa área.

Uma maneira de avaliar a influência de vários componentes da renda sobre a desigual-

dade consiste em decompor o índice de Gini conforme parcelas da RDPC. Neste trabalho, a RDPC é dividida em 10 parcelas, definidas a seguir, usando-se a sigla RTTR para indicar o rendimento de todos os trabalhos. Trata-se, sempre do valor per capita, no domicílio.

1. MIL = RTTR das pessoas do domicílio classificadas como militares.
2. PUB = RTTR das pessoas do domicílio classificadas como funcionários públicos estatutários.

Nas três parcelas seguintes, considera-se o RTTR das pessoas classificadas como empregado, conta própria ou empregador, exclusive MIL e PUB, conforme o setor de sua atividade principal.

3. AGR = setor agrícola.
4. IND = indústria.
5. SERV = setor de serviços.¹⁵
6. REST = RTTR de pessoas não enquadradas nas categorias anteriores.
7. APP = rendimento de aposentadorias e pensões.
8. DOA = doações de outros domicílios.
9. ALU = rendimento de aluguéis.
10. JUR = juros, dividendos, transferências do governo (como o Bolsa Família) e outros rendimentos (valores informados na última pergunta sobre rendimentos no questionário da PNAD).

A seguir, descreve-se, sumariamente, a metodologia de decomposição do índice de Gini, conforme parcelas da renda.

Seja x_i a renda da i -ésima pessoa numa população com n pessoas. Admite-se que as rendas estão ordenadas de maneira que

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

¹⁴ Foram estimados modelos mostrando que o efeito do logaritmo da área não é linear. Trata-se de tema que deve ser mais estudado.

¹⁵ Códigos 5 a 12 da variável V4809.

A renda média é

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2)$$

Agregando as pessoas da mais pobre até a i -ésima posição na série 1, a proporção acumulada da população é

$$p_i = \frac{i}{n} \quad (3)$$

e a respectiva proporção acumulada da renda é

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \quad (4)$$

Sabe-se que a curva de Lorenz mostra como Φ_i varia em função de p_i . Admitindo que $x_i \geq 0$ e sendo β a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas (p_i), o índice de Gini pode ser definido como

$$G = 1 - 2\beta \quad (5)$$

Pode-se demonstrar que o mesmo índice é dado por

$$G = \frac{2}{n\mu} \text{cov}(i, x_i) \quad (6)$$

Considere-se, em seguida, que a renda x_i é formada por k parcelas, de maneira que

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

com x_{hi} representando o valor da h -ésima parcela da renda da i -ésima pessoa.

A média da h -ésima parcela é

$$\mu_h = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{hi} \quad (8)$$

e a proporção acumulada do total dessa parcela até a i -ésima pessoa na série 1 é

$$\Phi_{hi} = \frac{1}{n\mu_h} \sum_{j=1}^i x_{hj} \quad (9)$$

Analogamente à definição da curva de Lorenz, denomina-se curva de concentração da h -ésima parcela a curva que mostra como Φ_{hi} varia em função de p_i . Cabe ressaltar que na construção da curva de concentração de x_{hi}

é usada a ordenação dos x_i (e não a ordenação dos x_{hi} , que pode ser diferente).

Admitindo que $x_{hi} \geq 0$ e sendo β_h a área entre a curva de concentração de x_{hi} e o eixo das abscissas (p_i), a respectiva razão de concentração é definida como

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (10)$$

Note-se a semelhança entre (5) e (10). Analogamente a (6), pode-se demonstrar que

$$C_h = \frac{2}{n\mu_h} \text{cov}(i, x_{hi}) \quad (11)$$

$$\text{Verifica-se que } -1 + \frac{1}{n} \leq C_h \leq 1 + \frac{1}{n}.$$

A participação da h -ésima parcela na renda total é

$$\varphi_h = \frac{\sum_{i=1}^n x_{hi}}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{\mu_h}{\mu} \quad (12)$$

Pode-se demonstrar que o índice de Gini é a seguinte média ponderada das razões de concentração:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (13)$$

Como $\sum \varphi_h = 1$, pode-se escrever

$$G = G - \sum_{h=1}^k \varphi_h (G - C_h) \quad (14)$$

Com $\varphi_h > 0$, o sinal de $G - C_h$ é que determina se a parcela contribui para reduzir ou aumentar o valor do índice de Gini. Se $C_h < G$, a parcela x_{hi} está contribuindo para reduzir o índice de Gini. Se $C_h > G$, a parcela x_{hi} está contribuindo para aumentar o índice de Gini.

Para uma parcela $x_{hi} \geq 0$ da renda x_i , define-se a medida de progressividade de Lerman-Yitzhaki como

$$\pi_h = G - C_h \quad (15)$$

O nome dado a essa medida de progressividade é um reconhecimento do pioneirismo de Lerman e Yitzhaki (1985, 1995), que ressal-

taram a importância de considerar a ordenação das rendas finais e demonstraram que, dado um pequeno acréscimo proporcional em x_{hi} , isto é, multiplicando x_{hi} por $1 + \theta$, com θ arbitrariamente pequeno, a variação ΔG causada no índice de Gini é tal que

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta G}{\theta} = \varphi_h (C_h - G) = -\pi_h |\varphi_h| \quad (16)$$

com $|\varphi_h|$ indicando o valor absoluto de φ_h .

A expressão 16 mostra como o efeito de um pequeno acréscimo proporcional na parcela x_{hi} sobre o índice de Gini depende do grau de progressividade da parcela e do valor absoluto da sua participação na renda total.

Na realidade, são esses resultados que justificam considerar a expressão 15 como uma medida apropriada da progressividade de uma parcela positiva da RDPC.

A Tabela 7 mostra a participação de cada uma das 10 parcelas na RDPC em 2002 e em 2009. Veja que as parcelas maiores são a remuneração dos funcionários públicos estatutários (PUB), o rendimento do trabalho de pessoas ocupadas nos três setores (AGR, IND e SERV) e o rendimento de aposentadorias e pensões (APP).

A Tabela 7 também mostra a razão de concentração de cada parcela e sua contribuição para o índice de Gini da distribuição da RDPC [o valor de $\varphi_h C_h$ como porcentagem de G , tendo em vista a expressão 13].

Conforme os dados da PNAD, a participação da renda agrícola na renda total declarada cai de 5,38% em 2002 para 4,69% em 2009.

Essa participação deve estar subestimada, devido à maior dificuldade de captar rendimentos agrícolas sazonais e o valor da produção para autoconsumo, mas sua redução é perfeitamente

Tabela 7. Decomposição da renda domiciliar per capita (RDPC) e do correspondente índice de Gini, considerando 10 parcelas do RDPC, no Brasil⁽¹⁾, em 2002 e em 2009.

Parcela da RDPC ⁽²⁾	2002			2009		
	φ_h	C_h	Índice de Gini (%)	φ_h	C_h	Índice de Gini (%)
MIL	0,0044	0,7220	0,54	0,0048	0,7112	0,64
PUB	0,0950	0,7424	12,01	0,1082	0,7474	15,00
AGR	0,0538	0,2312	2,12	0,0468	0,2243	1,95
IND	0,1732	0,5053	14,91	0,1701	0,4484	14,15
SERV	0,4459	0,6218	47,21	0,4312	0,5643	45,13
REST	0,0013	0,4115	0,09	0,0007	0,0280	0,00
APP	0,1867	0,5924	18,83	0,2013	0,5597	20,90
DOA	0,0076	0,4292	0,55	0,0044	0,3914	0,32
ALU	0,0191	0,8033	2,62	0,0156	0,7742	2,24
JUR	0,0129	0,5106	1,12	0,0169	-0,1048	-0,33
Total	1,0000	0,5873	100,00	1,0000	0,5391	100,00

⁽¹⁾ Exclusivo as áreas rurais de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

⁽²⁾ MIL = RTTR das pessoas do domicílio classificadas como militares; PUB = RTTR das pessoas do domicílio classificadas como funcionários públicos estatutários; AGR = setor agrícola; IND = indústria; SERV = setor de serviços (Códigos 5 a 12 da variável V4809); REST = RTTR de pessoas não enquadradas nas categorias anteriores; APP = rendimento de aposentadorias e pensões; DOA = doações de outros domicílios; ALU = rendimento de alugueis; JUR = juros, dividendos, transferências do governo (como o Bolsa Família) e outros rendimentos (valores informados na última pergunta sobre rendimentos no questionário da PNAD).

compatível com a evolução da participação da agropecuária no valor adicionado bruto nas Contas Nacionais elaboradas pelo IBGE, que passa de 6,6% em 2002 para 5,9% em 2008.¹⁶

A Tabela 8 mostra o valor da medida de progressividade $\pi_h = G - C_h$ para cada parcela em 2002 e em 2009. Seus dados chamam a atenção para a forte progressividade do rendimento proveniente de doações de outros domicílios (DOA), destacando, também, o aumento no grau de progressividade da parcela JUR, devido à grande expansão dos programas de transferência de renda, particularmente o Bolsa Família.

A progressividade do rendimento de pessoas ocupadas no setor agrícola é mostrada também na Figura 1, a qual mostra a posição das curvas de concentração de AGR, IND e SERV,

em comparação com a curva de Lorenz da RDPC no Brasil, em 2009.

A posição mais interna da curva de concentração de AGR reflete o valor mais baixo do respectivo coeficiente de concentração: $C_h = 0,2243$, em comparação com $C_h = 0,4484$ para IND, $C_h = 0,5643$ para SERV e um índice de Gini igual a 0,5391.

Em determinado período, a mudança no valor do índice de Gini pode ser associada às mudanças na participação (φ_h) e na razão de concentração (C_h) de cada parcela, com base na expressão 13. Uma exposição dessa metodologia de decomposição das mudanças (ΔG) no índice de Gini pode ser encontrada em Hoffmann (2007) ou Hoffmann e Ney (2008).

Tabela 8. Progressividade (ou regressividade) de cada parcela em 2002 e 2009 e decomposição da mudança no índice de Gini da distribuição da RDPC, no Brasil⁽¹⁾, no período 2002–2009. ($\Delta G = -0,0483$).

Parcela da RDPC ⁽²⁾	Progressividade $\pi_h = G - C_h$		Efeito-composição	Efeito-concentração	Efeito total
	2002	2009	% de ΔG	% de ΔG	% de ΔG
MIL	-0,1347	-0,1721	-0,13	0,10	-0,03
PUB	-0,1551	-0,2083	-4,97	-0,15	-6,02
AGR	0,3561	0,3148	-4,86	0,72	-4,14
IND	0,0820	0,0907	-0,57	20,26	19,69
SERV	-0,0345	-0,0252	0,91	52,27	53,18
REST	0,1758	0,5111	-0,40	0,79	0,39
APP	-0,0051	-0,0206	-0,39	13,15	12,76
DOA	0,1581	0,1477	-1,01	0,47	-0,54
ALU	-0,2160	-0,2351	1,64	1,05	2,69
JUR	0,0767	0,6439	2,98	19,04	22,02
Total	-	-	-6,79	106,79	100,00

⁽¹⁾ Exclusive as áreas rurais de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

⁽²⁾ MIL = militares; PUB = funcionários públicos estatutários; AGR = setor agrícola; IND = setor indústria; SERV = setor serviços; REST = RTTR de pessoas não enquadradas nas categorias anteriores; APP = aposentadorias e pensões; DOA = doações de outros domicílios; ALU = alugueis; JUR = juros, dividendos, transferências do governo (como o Bolsa Família) e outros rendimentos (valores informados na última pergunta sobre rendimentos no questionário da PNAD).

¹⁶ As participações percentuais da agropecuária no valor adicionado, ano a ano, de 2000 a 2008, são: 5,6%; 6,0%; 6,6%; 7,4%; 6,9%; 5,7%; 5,5%; 5,6% e 5,9%.

Denomina-se efeito-composição à parcela de ΔG que pode ser associada à mudança em φ_h e denomina-se efeito-concentração à parcela de ΔG que pode ser associada à mudança em C_h .

A Tabela 8 também mostra a contribuição de cada parcela da renda e os respectivos efeito-composição e efeito-concentração, quando se comparam as distribuições do RDPC em 2002 e em 2009, com todos os efeitos medidos como porcentagem da redução do índice de Gini no período, que é $\Delta G = 0,5391 - 0,5873 = 0,0483$.

Observa-se que as parcelas que contribuíram substancialmente para a redução da desigualdade da distribuição da RDPC no Brasil, de 2002 a 2009, são o rendimento do trabalho na indústria e nos serviços (excluído rendimento de militares e funcionários públicos estatutários) (IND e SERV), as aposentadorias e pensões (APP, em grande parte devido ao crescimento do valor real do salário mínimo, que é o piso desses

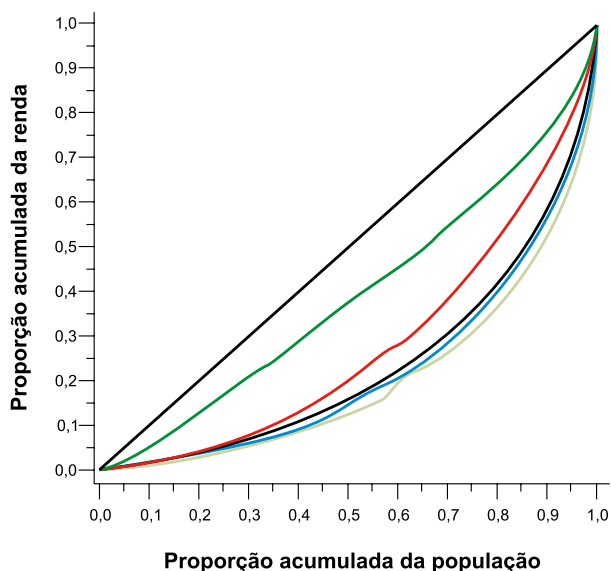


Figura 1. A curva de Lorenz da distribuição da RDPC, em 2009, (linha preta) e as curvas de concentração de quatro parcelas: setores AGR (linha verde), IND (linha vermelha) e SERV (linha azul), e todos os outros rendimentos (linha verde-claro).
AGR = agrícola; IND = indústria; SERV = serviços.

pagamentos) e JUR (devido à expansão do Bolsa Família e crescimento do Benefício da Prestação Continuada (BPC).

Em todos esses casos, o mais importante é o efeito-concentração, associado à mudança (redução, nesses casos) no valor da razão de concentração. Note que uma parcela pode contribuir para reduzir a desigualdade, mesmo sendo regressiva.

É o que acontece com APP, que se manteve ligeiramente regressiva em todo o período analisado¹⁷, mas cuja razão de concentração caiu de 0,5924 em 2002, para 0,5597, em 2009.

No período 2002–2009, das 10 parcelas consideradas na Tabela 8, os principais freios para a redução da desigualdade foram rendimento de funcionários públicos estatutários (PUB) e rendimento de ocupados no setor agrícola (AGR), como mostra o valor negativo na última coluna da referida tabela.

No caso de PUB, trata-se de uma parcela fortemente regressiva cuja participação na RDPC aumentou no período, levando a um efeito-composição negativo. No caso de AGR, também ocorre um efeito-composição negativo, mas por motivos opostos: trata-se de uma parcela regressiva cuja participação na RDPC diminuiu.

Considerações finais

Inicialmente, procurou-se mostrar a importância de não confundir a residência rural de uma pessoa com o fato de ela estar ocupada no setor agrícola. Conforme dados da PNAD de 2009, 44,7% das pessoas ocupadas residentes na área rural do Brasil tinham atividade principal não agrícola.

No Estado de São Paulo, essa proporção era igual a 78,4%. Em seguida, foi analisada a distribuição da área dos empreendimentos agrícolas no País, mostrando a persistência de sua elevada desigualdade.

¹⁷ É possível que o caráter ligeiramente regressivo das aposentadorias e pensões seja devido ao fato de o grau de subdeclaração desses rendimentos ser relativamente baixo. Mas não há dúvida de que as aposentadorias e pensões de funcionários públicos estatutários são regressivas (HOFFMANN, 2010).

Verificou-se que, no período 1995–2009, a redução da desigualdade da distribuição do rendimento das pessoas ocupadas foi bem menor no setor agrícola do que nos demais setores, argumentando-se que esse fenômeno está associado com a dispersão da escolaridade.

No Brasil, a dispersão da escolaridade das pessoas ocupadas está diminuindo desde 2003, mas no setor agrícola, a escolaridade média é muito mais baixa e sua dispersão continua aumentando.

O ajuste de equações de rendimento para pessoas ocupadas no setor agrícola mostra a importância tanto da escolaridade dessas pessoas como da posse da terra na determinação do seu rendimento. A taxa de retorno da escolaridade é maior, quando ela ultrapassa os 10 anos, isto é, quando a pessoa completou a terceira série do ensino médio.

No Brasil, a análise da decomposição do índice de Gini da distribuição da renda domiciliar per capita (RDPC), conforme parcelas da renda, mostra que a renda gerada pelo trabalho no setor agrícola contribui para reduzir a desigualdade, isto é, o rendimento agrícola é uma parcela progressiva da RDPC.

Entretanto, ao analisar as mudanças ocorridas no período 2002-2009, verifica-se que o rendimento do setor agrícola atuou como freio à redução da desigualdade da distribuição da RDPC no País.

De acordo com dados da PNAD, a participação do rendimento agrícola na RDPC caiu de 5,4% em 2002, para 4,7%, em 2009. Tratando-se de uma parcela progressiva, para manter seu efeito redutor da desigualdade geral, seria melhor que sua participação na renda nacional não diminuísse.

Referências

ARAÚJO, J. A.; FEITOSA, D. G.; BARRETO, F. A. D. F. Determinantes da desigualdade de renda em áreas rurais do Nordeste. **Revista de Política Agrícola**, v. 17, n. 4, p. 65-82, 2008.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro na última década. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília, DF: Ipea, 2007. v. 2.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Markets, the state and the dynamics of inequality: Brazil's case study**. Disponível em: <<http://www.undp.org/latinoamerica/inequality>>. Acesso em: 15 dez. 2009.

FEIJÓ, R. L. C. O efeito do título de propriedade da terra na determinação da renda rural. CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Sober, 2009.1 CD-ROM.

HOFFMANN, R. A distribuição da posse da terra no Brasil de acordo com as PNAD de 1992 a 1999. In: CONCEIÇÃO, J. C.; GASQUES, J. G. (Org.). **Transformações da agricultura e políticas públicas**. Brasília, DF: Ipea, 2001.

HOFFMANN, R. **The evolution of income distribution in Brazil: what promotes and what restricts the decline in inequality**. Urbana-Champaign: University of Illinois, 2010. Trabalho apresentado no Seminário "A comparative analysis of growth and development; Argentina and Brazil".

HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília, DF: Ipea, 2007. v. 2, p. 17-40.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 13, n. 2, p. 51-79, 2004.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. **Estrutura fundiária e propriedade agrícola no Brasil, grandes regiões e Unidades da Federação**. Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento Agrário, 2010.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Comunicados do Ipea n. 42, março de 2010**. PNAD 2008: primeiras análises: setor rural. Brasília, DF: Ipea, 2010.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. **The Review of Economics and Statistics**, Amsterdam, NL, v. 67, n. 1, 1985.

LERMAN, R. I. Changing ranks and the inequality impacts of taxes and transfers. **National Tax Journal**, [S.l.] v. 48, n. 1, 1995.

LOREL, B. Assessing Brazilian educational inequalities. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 1, 2008.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura; o efeito da posse da terra. **Economia**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 1, 2003a.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Origem familiar e desigualdade de renda na agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, 2003b.

NEY, M. G.; HOFFMAN, R. Agricultura e a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. In: TEIXEIRA, E. C. (Org.). **Políticas Públicas e Desenvolvimento**. 2011. Não publicado.

OLIVEIRA, R. B.; HOFFMANN, R. Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira de 1992 a 2008: o efeito do salário mínimo. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2009, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: Sober, 2010. 1 CD-ROM.

OLIVEIRA, R. B. **Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008**. 2010. 98 f. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Economia, Unicamp, Campinas, 2010.