

# Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002

---

*Rodolfo Hoffmann*<sup>1</sup>  
*Marlon Gomes Ney*<sup>2</sup>

## Resumo

Utilizando os dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), o artigo analisa a desigualdade de rendimentos entre pessoas ocupadas na agricultura, no período de 1992 a 2002, comparando-a com a desigualdade na indústria e nos serviços. Também faz um estudo comparativo da evolução do nível de escolaridade e de renda em cada um dos três setores. O setor agrícola se destaca dos demais pela proporção substancialmente maior de sua renda apropriada pelos 10%, 5% e 1% mais ricos na atividade. A condição socioeconômica dos agricultores, por sua vez, medida pelo nível de escolaridade e renda, é muito inferior à condição dos indivíduos ocupados nas atividades secundária e terciária, sendo que essa diferença não apresentou tendência de queda. É dada atenção especial à análise do forte crescimento da desigualdade de renda na agricultura entre 1999 e 2002, período no qual o rendimento médio cresceu apenas para aqueles situados nos estratos superiores da distribuição de renda e de terra, associando o fenômeno ao crescimento das receitas com produtos exportáveis.

**Palavras-chave:** Desigualdade; Rendimento; Diferenças setoriais.

## Abstract

The paper analyses the inequality of income distribution among persons occupied in Brazilian agriculture, comparing it with the income distribution among persons occupied in industry and in services, during the period 1992-2002. The evolution of the level of schooling of persons occupied in the three sectors is also compared. One outstanding characteristic of income distribution in agriculture is the high percentage of the sectoral income appropriated by the richest 10%, 5% or 1%. The socio-economic level of persons occupied in agriculture, measured by average income and years of schooling, is much lower than in the other sectors, and this difference shows no decreasing trend. The paper analyses carefully the increase in the inequality of income distribution in agriculture from 1999 to 2002, when the average income increased only for those in the higher strata of the income and land tenure distribution, and it shows the relationship between this phenomenon and the increasing returns from agricultural exports.

**Key words:** Inequality; Sectoral differences; Earnings in agriculture.

**JEL** D31, J31, O15.

## Introdução

A política de modernização da agricultura brasileira durante os anos 1970 é caracterizada pelo predomínio da política de crédito rural farto e subsidiado. O

---

(1) Professor do Instituto de Economia da Unicamp. E-mail: <rhoffman@eco.unicamp.br>.

(2) Bolsista da FAPESP/Doutorando em Economia Aplicada pelo Instituto de Economia da Unicamp. E-mail: <marlongomes@hotmail.com>. Os autores agradecem a um parecerista anônimo a pormenorizada análise crítica de uma versão anterior do artigo.

crédito agrícola como um todo cresceu em torno de 850% entre 1968 e 1978. Quanto à sua distribuição, o Censo de 1980 mostrou que era muito concentrada: do total de estabelecimentos agrícolas, 80% não recebiam qualquer crédito, ao passo que apenas 1% deles, responsável por 15% da produção e apenas 3% da mão-de-obra ocupada, recebeu 40% dos recursos (Belik, 1998). A participação do Estado foi crucial para o processo de modernização da agricultura nos anos 1970.

Comparando os dados dos Censos Demográficos de 1970 e 1980, é possível observar que, se por um lado, a renda das pessoas ativas no setor primário praticamente dobrou, aproximando-se do rendimento médio dos outros setores, por outro, houve um espetacular processo de concentração da renda agrícola (Hoffmann, 1991). As proporções da renda apropriadas pelos 10% e 5% mais ricos subiram, respectivamente, de 34,7% para 47,7% e de 25,3% para 37,5%. Já a parcela apropriada pelos 50% mais pobres caiu de 24,2% para 17,9%. O índice de Gini passou de 0,415 para 0,543, um acréscimo de 31%, mais do que o dobro do aumento da concentração da renda ocorrido na economia brasileira em geral nos anos 1960, o qual tornara o país conhecido como campeão mundial no processo de crescimento da desigualdade em uma década.<sup>3</sup>

O aumento da desigualdade não deve ser atribuído ao processo de modernização em si, mas sim à estrutura socioeconômica e também à condição política em que os investimentos ocorreram. A maior atuação dos grandes proprietários de terra em um governo que controlava de forma autoritária a distribuição dos recursos públicos contribuiu para que o crédito rural ficasse concentrado em um grupo relativamente pequeno de produtores. Durante os anos 1980, com a crise fiscal do Estado, o governo reduziu substancialmente o volume de recursos à disposição dos agricultores e optou por uma política agrícola motivada pela busca da “auto-regulação”. O enfraquecimento do poder financeiro do governo e a abertura democrática encontraram uma elite fundiária revitalizada, bem mais moderna em suas orientações econômicas e integrada aos complexos agroindustriais. Desde então a desigualdade de rendimentos no setor primário tem apresentado forte resistência à queda, caracterizando-se por uma enorme proporção da renda apropriada pelas pessoas situadas nos estratos superiores da distribuição. Isso mostra que os condicionantes estruturais da desigualdade, como a concentração fundiária, as diferenças de escolaridade entre pessoas e as disparidades regionais são bastante estáveis.

Nos anos 1990, foi constituída uma nova fase da política agrícola brasileira, iniciada no governo Fernando Collor de Mello. A falta de recursos públicos levou o Estado a reduzir ainda mais o apoio à agricultura, diminuindo drasticamente o financiamento e fechando instituições importantes de pesquisa, assistência técnica e comercialização para a agricultura. O objetivo principal do artigo é apresentar um panorama da distribuição da renda entre pessoas ocupadas

---

(3) De 1960 a 1970, o índice de Gini, que mede a desigualdade da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na economia brasileira como um todo, subiu de 0,50 para 0,57, um aumento de 14% (Langoni, 1973).

na agricultura brasileira durante essa nova fase, mais precisamente de 1992 a 2002, comparando-o com a distribuição da renda na indústria e nos serviços. Outro objetivo é analisar, no mesmo período, a evolução do nível de escolaridade e do rendimento real dos agricultores e dos indivíduos ocupados nos demais setores de atividade.

A próxima seção descreve os dados básicos utilizados, que são os dados individuais da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), destacando algumas de suas qualidades e limitações. A segunda seção analisa o atraso educacional na agricultura. Na terceira seção apresenta-se uma descrição ampla das principais características da distribuição do rendimento de todos os trabalhos nos setores primário, secundário e terciário, no período 1992-2002. Na quarta seção é estimada e interpretada uma equação de rendimentos obtida a partir dos dados agregados das PNAD de 1999, 2001 e 2002, procurando-se explicar o forte crescimento da desigualdade da distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura nesse triênio. Na última seção são ressaltadas algumas conclusões mais gerais.

## **1 Informações sobre a base de dados**

A PNAD é um sistema de pesquisas por amostra de domicílios e tem a finalidade de produzir informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do Brasil. Ela investiga, de forma permanente, diversas características socioeconômicas da população, como educação, trabalho e rendimento, subsidiando assim os estudos sobre distribuição de renda e pobreza. Com periodicidade variável, também levanta dados relacionados a temas como imigração, fecundidade, saúde, mobilidade social, entre outros, de acordo com a necessidade de informações do país (PNAD, 1999).

Utilizamos, nas estimativas do desempenho educacional, do nível de renda e da desigualdade de rendimentos, os microdados das PNAD de 1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2001 e 2002, referentes às pessoas ocupadas e com informação de idade, escolaridade, posição na ocupação, cor, tempo semanal de trabalho e valor positivo para a renda de todos os trabalhos. Todas as estimativas foram feitas ponderando-se cada observação pelo respectivo fator de expansão ou peso fornecido pelo IBGE. Para as PNAD de 1992 a 1996 utilizamos os fatores de expansão divulgados na PNAD de 1997, os quais foram corrigidos com base na contagem populacional de 1996. No caso da PNAD de 1999, os cálculos foram feitos considerando os pesos corrigidos com base nos dados do Censo 2000, divulgados junto com a PNAD de 2001. A Tabela 1 apresenta o tamanho da amostra, por setor da atividade principal e ano de referência. Também indica a evolução da amostra das pessoas ocupadas na agricultura, após o uso cumulativo de algumas restrições necessárias para a estimativa de equações de rendimentos para pessoas ocupadas no setor primário em que se considera a área dos empreendimentos agrícolas como variável explanatória (Ney, 2002).

Tabela 1  
Tamanho da população e da amostra, por setor de atividade principal e ano de referência. Brasil, 1992-2002

População	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002
Pessoas ocupadas em todos os setores	52.193.960 [114.256]	53.440.680 [116.337]	56.634.987 [124.737]	56.116.868 [120.468]	57.438.512 [127.547]	57.798.828 [126.218]	60.170.638 [129.328]	63.639.707 [142.087]	62.266.462 [138.973]
Pessoas ocupadas na agricultura	9.473.412 [18.475]	9.324.015 [17.861]	9.427.601 [18.291]	8.759.179 [16.448]	9.068.043 [17.734]	8.580.280 [16.368]	9.201.902 [17.418]	8.438.418 [17.174]	8.769.257 [17.933]
Após exclusões referentes à área dos empreendimentos agrícolas							8.594.650 [16.361]	7.983.021 [16.221]	8.236.465 [16.804]
Pessoas ocupadas na indústria	12.579.449 [27.063]	13.096.290 [27.961]	12.925.272 [27.905]	12.784.254 [26.773]	13.114.662 [28.641]	13.308.472 [28.313]	13.370.374 [28.123]	14.246.105 [30.806]	15.812.867 [34.154]
Pessoas ocupadas nos serviços	30.141.099 [68.718]	31.020.375 [70.515]	34.282.114 [78.541]	34.573.435 [77.247]	35.255.807 [81.172]	35.910.076 [81.537]	37.598.362 [83.787]	40.955.184 [94.107]	37.684.338 [86.886]

Fonte: Elaboração dos autores.

Na PNAD de 2002 o IBGE mudou a forma de classificar as pessoas conforme ramo de atividade. É necessário lembrar essa limitação ao comparar resultados setoriais de 2002 com os de anos anteriores. Essa mudança na classificação deve ser a causa da redução do número de pessoas ocupadas no setor de serviços entre 2001 e 2002, observada na Tabela 1. Entretanto, acredita-se que essa reclassificação não afete substancialmente o total de pessoas no setor agrícola.

No caso *específico* do ajuste da equação de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura, em que se considera a área dos empreendimentos agrícolas como variável explanatória, o estudo tem por base os dados representados na quinta e sexta linhas da Tabela 1. O conjunto de atividades para as quais há informação sobre a área dos empreendimentos não abrange todo o setor agrícola. Inclui a agricultura, a silvicultura e a criação de bovinos, bubalinos, caprinos, ovinos ou suínos, mas não abrange atividades como extração vegetal, pesca, piscicultura e criação de cavalos. Ainda assim, nas PNAD de 1992, 1996 e 1997, a área total dos empreendimentos agrícolas com todas as informações consideradas válidas pelo IBGE foi superior à dimensão do Brasil, porque os empreendimentos de área muito grande correspondem a áreas gigantescas quando são multiplicados pelo fator de expansão (Hoffmann, 2001a). A fim de contornar esse problema e obter um conjunto de informações mais coerentes e homogêneas, excluímos os conta-própria e empregadores sem área declarada na PNAD ou que declararam área maior ou igual a 10.000 ha.

Também foram excluídos aqueles com área menor ou igual a 0,05 ha (500m<sup>2</sup>), por causa da presença de dados estranhos na cauda inferior da distribuição (Hoffmann, 2001a). Há empreendimentos de 1 m<sup>2</sup>, por exemplo. Com as restrições referentes à área dos empreendimentos agrícolas, a população de pessoas ocupadas na agricultura diminuiu 6,6% em 1999, 5,4% em 2001, e 6,1% em 2002 (ver Tabela 1). Apesar de a queda representar um aumento da participação relativa da categoria dos empregados, porque apenas são eliminados da amostra alguns conta-própria e empregadores, ela não altera significativamente os resultados das estimativas dos determinantes da renda agrícola e da respectiva desigualdade.<sup>4</sup>

Vale ressaltar que não existem na PNAD dados sobre a área possuída pelos empregados e que o valor de um empreendimento agrícola depende de uma série de fatores, tais como: qualidade do solo, localização, benfeitorias, entre outros; e

---

(4) Hoffmann (2001b), utilizando os microdados da PNAD de 1999, ajustou equação de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura em 1999 sem a variável área do empreendimento e com a posição na ocupação, em que não foram excluídos os conta-própria e empregadores que não têm área declarada e que possuem área menor ou igual a 0,05 ha e a partir de 10.000 ha. Ney (2002) ajustou equação de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura em 1999 com as mesmas variáveis explanatórias consideradas por Hoffmann (2001b), só que aplicando as exclusões referentes à área dos empreendimentos, que reduzem a amostra de 17.418 para 16.361 pessoas. Os resultados obtidos pelos dois autores são muito parecidos.

não apenas da “quantidade de terra”. As informações sobre área, por sua vez, indicam a posse da terra e não necessariamente a propriedade da mesma. Embora a maioria dos conta-própria e dos empregadores seja proprietária, uma grande parte não é (Corrêa et al., 2002; Ney, 2002). A área do empreendimento ainda assim deve estar associada ao capital físico dos conta-própria e empregadores, porque a terra é um fator de produção fundamental à atividade agrícola e áreas produtivas maiores tendem a demandar mais recursos do que as menores. De qualquer maneira, a inclusão dessa variável na equação de rendimentos melhora as estimativas dos efeitos dos fatores determinantes da renda agrícola (Ney, 2002).

## 2 Perfil educacional das pessoas ocupadas na agricultura, indústria e serviços

De acordo com Barros et al. (2001, p. 1), apesar de as estimativas existentes indicarem que a taxa de retorno da educação no Brasil é bastante atraente, “a combinação de um sistema educacional público precário com graves imperfeições no mercado de crédito tem feito com que o nível de investimento em capital humano esteja sistematicamente abaixo dos padrões internacionais”. Do total de 18 países latino-americanos analisados por Barros, Henriques e Mendonça (2002), a escolaridade média dos brasileiros é a segunda menor.<sup>5</sup> Esse indicador do nível de educação é ainda menor entre as pessoas ocupadas na agricultura, como pode ser observado na Tabela 2. A escolaridade média dos agricultores, em 2002, era de 3 anos, enquanto que a média das pessoas ocupadas na indústria era de 6,9 anos, nos serviços, 8,3 anos, e na economia brasileira em geral, 7,2 anos de estudo.

Tabela 2  
Escolaridade média das pessoas ocupadas, por setor de atividade. Brasil, 1992-2002

Ano	Todos os setores	Agricultura	Indústria	Serviços
1992	5,8	2,3	5,6	6,9
1993	5,9	2,4	5,7	7,1
1995	6,1	2,4	5,9	7,2
1996	6,4	2,5	6,0	7,5
1997	6,5	2,5	6,1	7,6
1998	6,7	2,6	6,2	7,8
1999	6,8	2,7	6,4	7,9
2001	7,1	2,8	6,7	8,2
2002	7,2	3,0	6,9	8,3

Fonte: Elaboração dos autores.

(5) Os países analisados pelo autor são: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Panamá, Peru, Trinidad e Tobago, Uruguai e Venezuela.

De 1992 a 2002, a escolaridade média dos agricultores cresceu 0,7 ano, ao passo que o aumento no setor secundário foi de 1,3 ano, e no terciário, 1,4 ano. Com base no ritmo de crescimento do nível educacional médio da população ocupada no setor primário, entre 1992 e 2002, pode-se fazer uma projeção linear de sua escolaridade média em 2010. Ela seria de 3,4 anos, média muito inferior à das pessoas ocupadas em todos os setores de atividade em 1992: 5,8 anos de estudo, valor que só seria alcançado pelos agricultores em 2047. A tendência é de aumento na diferença do nível de instrução dos agricultores e o das pessoas ocupadas na economia brasileira em geral, na indústria e nos serviços, que, com base na mesma projeção acima, teriam, em 2010, respectivamente, 8,4 anos, 7,7 anos e 9,4 anos de estudo.

A Tabela 3 apresenta a composição das pessoas ocupadas em cada setor, de 1992 a 2002, conforme cinco categorias educacionais: inferior a 1 ano de estudo, primário (1 a 4 anos de estudo), ginásio (5 a 8 anos de estudo), colegial (9 a 11 anos de estudo) e ensino superior (12 ou mais anos de estudo). Houve uma redução sistemática do percentual das pessoas com escolaridade inferior a 1 ano em todos os setores de atividade, sem exceção. A queda no setor agrícola foi de quase 20%, se compararmos as estimativas de 2002 com as de 1992, mas o percentual de agricultores com escolaridade menor do que 1 ano ainda continua muito alto (33,7%). Os maiores ganhos em escolaridade ocorreram no ensino colegial, tanto na indústria (82,7%) e serviços (55,8%), quanto na agricultura (109,1%).

Na agricultura, a participação de pessoas com nível primário encontra-se praticamente estagnada em cerca de 45%, ao contrário das outras atividades, em que ela vem diminuindo continuamente. Nota-se que, em 2002, mais de três quartos dos agricultores nem sequer tinham chegado ao ginásio. Esse baixo nível de escolaridade da grande maioria das pessoas ocupadas nas atividades agrícolas é, sem dúvida, um enorme obstáculo para o aumento da produtividade do trabalho, do crescimento dos salários e da renda no campo, contribuindo para a permanência dos graves e persistentes problemas da pobreza rural e da disparidade de renda entre o setor primário e os setores secundário e terciário.

Pode-se argumentar que a atividade agrícola, por ser menos sofisticada e dinâmica, demanda mão-de-obra menos qualificada. Mas boa parte da diferença de escolaridade entre os ocupados no setor primário e os ocupados nos setores secundário e terciário resulta de uma grande desigualdade de oportunidade educacional desfavorável aos agricultores. Barros et al. (2001), ajustando regressões que têm como variável dependente a escolaridade das pessoas entre 11 e 25 anos, analisam quatro determinantes do desempenho educacional: qualidade e disponibilidade dos serviços educacionais; atratividade do mercado de trabalho; disponibilidade de recursos familiares; e volume de recursos da comunidade em

que o indivíduo vive.<sup>6</sup> Os resultados obtidos mostram que a disponibilidade de recursos familiares, medida pela renda familiar per capita e pelo nível de escolaridade dos pais, é o fator preponderante na determinação do desempenho educacional, com efeito substancialmente maior do que os dos demais fatores analisados. Um ano a mais na escolaridade dos pais eleva a escolaridade dos filhos em torno de 0,27 ano de estudo, de acordo com os dados da PNAD. Pelos dados da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV), o valor é de 0,30, efeito semelhante ao acréscimo de R\$ 340,00 na renda familiar per capita.

Tabela 3  
Composição das pessoas ocupadas em cada setor de atividade, conforme categoria educacional.  
Brasil, 1992-2002

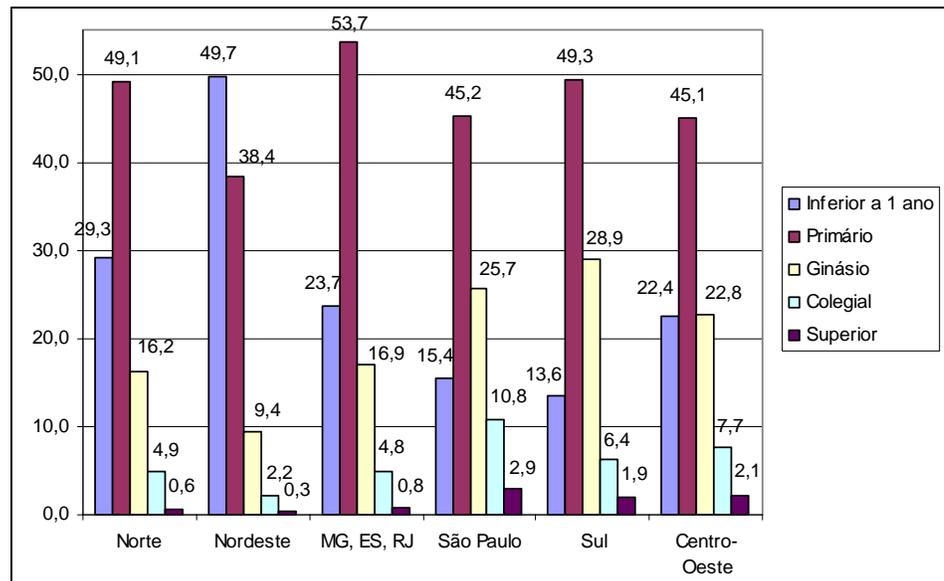
Níveis de Escolaridade	Anos de estudo								
	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002
<i>Todos os setores</i>									
Inferior a 1 ano	15,8	14,5	13,6	12,9	12,5	11,7	11,3	10,4	10,0
Primário	34,1	34,1	32,5	30,1	29,9	28,7	28,0	25,4	25,2
Ginásio	25,4	25,8	26,6	27,6	27,2	27,2	27,2	26,7	26,9
Colegial	15,8	16,6	17,8	19,4	19,9	21,5	22,7	25,9	26,7
Superior	8,9	9,1	9,5	10,0	10,5	10,9	10,8	11,7	11,2
<i>Agricultura</i>									
Inferior a 1 ano	41,6	39,3	39,9	38,9	37,9	36,5	35,6	34,6	33,7
Primário	44,9	46,4	45,1	44,7	46,0	45,5	45,3	45,4	44,2
Ginásio	10,6	11,2	11,6	12,9	12,4	14,0	14,8	15,0	16,5
Colegial	2,2	2,5	2,5	2,7	2,9	3,2	3,3	4,1	4,6
Superior	0,8	0,6	0,9	0,8	0,9	0,9	1,0	0,9	1,0
<i>Indústria</i>									
Inferior a 1 ano	11,8	11,3	10,0	10,1	9,7	10,0	9,3	8,5	7,5
Primário	37,5	37,1	36,0	33,4	32,9	32,1	30,6	27,9	27,4
Ginásio	30,2	30,9	32,0	33,6	32,8	32,4	32,8	32,6	32,3
Colegial	13,9	14,2	15,2	16,6	17,6	18,4	20,4	24,3	25,4
Superior	6,6	6,5	6,8	6,4	7,0	7,1	6,9	6,8	7,4
<i>Serviços</i>									
Inferior a 1 ano	9,3	8,5	7,8	7,3	7,0	6,5	6,1	6,1	5,6
Primário	29,3	29,1	27,6	25,2	24,7	23,4	22,8	20,4	19,8
Ginásio	28,1	27,9	28,7	29,2	29,0	28,5	28,3	27,0	27,1
Colegial	20,8	21,8	22,9	24,6	25,1	27,0	28,2	30,9	32,4
Superior	12,4	12,7	13,0	13,7	14,2	14,7	14,6	15,6	15,1

Fonte: Elaboração dos autores.

(6) As análises dos autores abrangem apenas os residentes nas áreas urbanas localizadas nas regiões Nordeste e Sudeste.

O estudo revelou “um importante mecanismo de geração de desigualdade de oportunidade e de transmissão intergeracional da pobreza. Na medida em que a escolaridade dos pais é um fator predominante na determinação do nível de escolaridade dos filhos, crianças cujos pais tenham baixa escolaridade possuem grandes chances de tornar-se adultos com pouca escolaridade. Como a escolaridade é também um fator importante na determinação da renda, caracteriza-se assim uma situação onde prevalece a desigualdade de oportunidade e, por conseguinte, a transmissão intergeracional da pobreza” (Barros et al., 2001, p. 29). O baixo nível de escolaridade e a pobreza na agricultura tenderiam assim a se reproduzir, com maior gravidade nas regiões onde o desempenho educacional é muito pior, como no Nordeste. Quase 50% dos agricultores nordestinos têm escolaridade inferior a 1 ano e cerca de 90% não começaram o ginásio (ver Gráfico 1).

Gráfico 1  
Composição da população ocupada na agricultura em seis regiões brasileiras<sup>(1)</sup>, conforme categoria educacional. Brasil, 2002



<sup>(1)</sup> Os dados sobre a região Norte não abrangem as áreas rurais de RO, AC, AM, RR, PA e AP.  
Fonte: Elaboração dos autores.

De acordo com o Gráfico 1, as regiões onde os agricultores freqüentaram por mais tempo o banco escolar são o Estado de São Paulo e a região Sul. Mesmo assim, o nível de escolaridade é bem inferior ao das pessoas ocupadas nos setores secundário e terciário em todo o país (ver Tabela 2). A escolaridade média das pessoas ocupadas no setor primário em São Paulo é de 4,7 anos; no Sul, 4,4 anos; no Norte, 2,9 anos; no Nordeste, 1,9 ano; em MG+ES+RJ, 3,4 anos e, no Centro-Oeste, 3,9 anos.

É importante ressaltar que há outros fatores responsáveis pela enorme diferença educacional existente entre as pessoas ocupadas na agricultura e as ocupadas na indústria e serviços, e entre os agricultores residentes no Nordeste e nas demais regiões. As mudanças na escolaridade média estão dinamicamente associadas a mudanças na tecnologia ou, em outras palavras, a qualificação da força de trabalho muda concomitantemente com os meios de produção. A demanda por mão-de-obra qualificada tende a aumentar quando passamos de economias mais tradicionais, como a agrícola e a nordestina, para economias mais modernas, como a das atividades secundárias e terciárias e a do centro-sul do país. Além disso, aumentos na escolaridade das pessoas associadas a determinada região ou a determinado setor podem favorecer a migração dessas pessoas para outra região ou outro setor, onde haja mais oportunidades de empregos que remunerem melhor sua escolaridade adicional.<sup>7</sup>

### **3 Desigualdade e renda na agricultura, indústria e serviços**

A Tabela 4 apresenta a evolução do rendimento médio de todos os trabalhos das pessoas com atividade principal na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002.<sup>8</sup> Os valores estão em reais de 2002, após correções monetárias baseadas no Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). O crescimento da renda real entre 1993 e 1995 pode estar superestimado em virtude de o INPC não ter captado corretamente a inflação no período de criação do Plano Real. De qualquer maneira, o crescimento expressivo do valor real do PIB em 1993 (4,92%), 1994 (5,85%) e 1995 (4,22%), após pequena queda em 1992 (-0,54%), indica que houve de fato um crescimento substancial da renda no período.

O ciclo de crescimento, iniciado antes do Plano Real, foi curto e começou a apresentar sinais de desaceleração em 1996. Na Tabela 4, observa-se que a renda média de todos os trabalhos das pessoas ocupadas na economia como um todo cai sistematicamente a partir de 1996. No setor secundário a redução começa antes, a partir de 1995. A agricultura é a única atividade a apresentar sinal de crescimento na renda média depois de 1996, expandindo 1,4% de 1999 a 2001, e 2,2% de 2001 a 2002.<sup>9</sup> A expansão do ganho médio dos agricultores pode ser em grande parte explicada pela mudança no regime cambial em janeiro de 1999. Mesmo com a

---

(7) A relação dinâmica entre mudança técnica e escolaridade na revolução verde na Índia é analisada por Foster e Rosenzweig (1996).

(8) Vale lembrar que nossa amostra se restringe às pessoas com informação de valor positivo para a renda de todos os trabalhos e que em 2002 o IBGE modificou a maneira de classificar as pessoas por ramo de atividade.

(9) Apesar do crescimento do rendimento médio, a média geométrica dos rendimentos das pessoas ocupadas na agricultura diminuiu de R\$ 195,1, em 1999, para R\$ 184,9, em 2001 (sempre em reais de setembro de 2002). Depois ela sobe para R\$ 187,2, em 2002. A divergência de comportamento entre a média aritmética e a geométrica da renda agrícola, de 1999 a 2001, está associada ao forte crescimento da desigualdade no período, conforme veremos adiante.

resistência da equipe econômica do governo em modificar o regime de câmbio, o mercado financeiro tornou necessária a adoção do câmbio flutuante e a desvalorização de nossa moeda.

Tabela 4

Valor real médio<sup>(1)</sup>, em reais de setembro de 2002, do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas (somente pessoas com valor positivo para a renda de todos os trabalhos), conforme setor de ocupação na atividade principal. Brasil, 1992-2002

Ano	Todos os setores (a)	Agricultura (b)	Indústria (c)	Serviços (d)	a/b	c/b	d/b
1992	490,9	282,9	576,0	520,7	1,7	2,0	1,8
1993	529,5	320,4	597,0	563,8	1,7	1,9	1,8
1995	688,3	356,9	765,2	750,5	1,9	2,1	2,1
1996	709,5	371,0	743,8	782,5	1,9	2,0	2,1
1997	703,4	350,8	741,7	779,9	2,0	2,1	2,2
1998	697,3	339,8	724,6	772,6	2,1	2,1	2,3
1999	648,0	324,5	654,0	725,1	2,0	2,0	2,2
2001	641,7	329,2	635,5	708,2	1,9	1,9	2,2
2002	600,4	336,5	613,5	656,3	1,8	1,8	2,0
Variação (%)							
96/92	44,5	31,1	29,1	50,3	-	-	-
02/92	22,3	18,9	6,5	26,0	-	-	-
02/96	- 15,4	- 9,3	- 17,5	- 16,1	-	-	-
02/01	- 6,4	2,2	- 3,5	- 7,3	-	-	-

<sup>(1)</sup> Os rendimentos dos anos anteriores a 2002 foram colocados em reais de setembro de 2002 considerando-se o INPC.

Fonte: Elaboração dos autores.

A desvalorização cambial estimula as exportações e desestimula as importações de produtos agrícolas. Com a desvalorização, a tendência é de que haja, tudo o mais constante, uma imediata queda da demanda interna por produtos importados e um aumento da demanda interna e externa por produtos nacionais, favoráveis à expansão da produção nacional, ao aumento do preço e, por conseguinte, ao crescimento da renda dos agricultores. De acordo com estudo realizado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), há uma forte correlação entre a taxa de câmbio real e os preços agrícolas (Melo, 1999). A pesquisa abrangeu todas as mudanças cambiais ocorridas a partir de 1989 até 1998. O coeficiente de correlação calculado foi de 0,723, significativamente acima de zero. O resultado mostra que a mudança no câmbio é um determinante importante dos preços agrícolas e, conseqüentemente, da renda do agricultor.

Derivado da abertura comercial e da sobrevalorização cambial, um instrumento importante de combate à inflação usado pelo Plano Real foi a “âncora

verde”. Ela consistiu na redução ou manutenção dos preços agrícolas em níveis baixos, comprimindo os índices de preços. A concorrência de produtos importados, barateados pela abertura comercial e pela sobrevalorização cambial vigente até janeiro de 1999, foi de fundamental importância para o sucesso da âncora. Embora a desvalorização do câmbio tenha destruído um de seus dois pilares, contribuindo para inverter a trajetória de queda no rendimento médio dos agricultores e reduzir a disparidade de renda entre as pessoas ocupadas no setor primário e as ocupadas nos demais setores, a desigualdade intersetorial continua muito alta (ver Tabela 4). Nota-se que a relação entre os rendimentos médios no setor terciário e na agricultura cresce significativamente entre 1993 e 1998, o que pode ser explicado por um aumento de produtividade no setor de serviços e também pelo fato de os preços dos serviços não serem diretamente restringidos pela abertura comercial e pela sobrevalorização cambial. O rendimento médio nos serviços ultrapassa o rendimento médio na indústria entre 1995 e 1996.

A desigualdade de rendimentos entre os agricultores está associada a um nível de pobreza maior do que nos demais setores de atividade, porque o ganho médio das pessoas ocupadas no setor primário é muito inferior ao obtido nos setores secundário e terciário. É, portanto, particularmente importante conhecer as características da desigualdade de renda na agricultura e os efeitos dos mecanismos responsáveis por sua distribuição para que se possa discutir melhor o desenvolvimento de políticas favoráveis a uma maior equidade nas áreas *rurais*, onde grande parte da população trabalha na agricultura e onde vive cerca de 40% da população pobre do país (Ferreira; Lanjouw, 2000). A Tabela 5 apresenta as principais características da distribuição da renda de todos os trabalhos das pessoas ocupadas com atividade principal na agricultura, na indústria e nos serviços, de 1992 a 2002.

A desigualdade de rendimentos na agricultura, medida pelo índice de Gini, encontra-se, no ano de 2002, em patamar inferior ao de 1992, após apresentar variações expressivas ao longo da década de 1990. Uma de suas características, observada durante todo o período analisado, é a enorme proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos, pelos 5% mais ricos e pelo 1% mais rico. Em 2002, eles recebiam, respectivamente, 48,4%, 37,7% e 19% de toda a renda agrícola. Como se pode observar, a proporção apropriada pelo 1% mais rico é superior à apropriada pelos 50% mais pobres (16,5%). O índice de Gini é de 0,562, valor maior do que na indústria (0,513) ou nos serviços (0,555). Nota-se, porém, que o índice de Gini é, de 1995 a 2001, menor no setor primário do que no terciário. A agricultura se destaca dos demais setores pela proporção substancialmente maior da renda apropriada pelos 5% e 1% mais ricos, em todo o período analisado. Como o *T* de Theil é mais sensível a modificações na cauda superior da distribuição da renda, ele é sempre maior na atividade primária (ver Tabela 5).

Tabela 5  
Principais características da distribuição do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas e com renda positiva na agricultura, na indústria e nos serviços. Brasil, 1992-2002

Estatística	Anos								
	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002
<i>Todos os setores</i>									
% da renda recebida pelos									
50% mais pobres	14,3	13,1	13,6	13,8	13,8	14,2	14,7	15,0	15,4
10% mais ricos	44,8	48,6	47,0	46,6	46,7	46,3	45,5	45,9	45,3
5% mais ricos	32,0	35,6	33,6	33,2	33,4	33,1	32,4	32,9	32,2
1% mais rico	13,2	15,7	13,5	13,2	13,4	13,3	12,6	13,4	13,0
Índice de Gini	0,567	0,596	0,582	0,577	0,578	0,572	0,563	0,563	0,555
Índice T de Theil	0,667	0,783	0,695	0,682	0,691	0,672	0,644	0,660	0,640
Índice L de Theil	0,614	0,683	0,623	0,609	0,617	0,597	0,578	0,581	0,567
<i>Agricultura</i>									
% da renda recebida pelos									
50% mais pobres	15,1	13,5	16,1	15,9	15,7	17,1	17,7	16,3	16,5
10% mais ricos	48,4	51,7	48,7	49,0	49,3	46,8	45,4	47,8	48,4
5% mais ricos	37,1	39,7	37,9	38,2	38,5	36,6	34,8	37,2	37,7
1% mais rico	19,1	18,6	18,6	19,0	19,5	18,2	15,9	18,7	19,0
Índice de Gini	0,574	0,608	0,564	0,568	0,573	0,546	0,533	0,561	0,562
Índice T de Theil	0,855	0,863	0,794	0,815	0,827	0,741	0,665	0,774	0,794
Índice L de Theil	0,608	0,692	0,575	0,579	0,598	0,539	0,509	0,577	0,586
<i>Indústria</i>									
% da renda recebida pelos									
50% mais pobres	16,8	15,6	17,0	17,7	17,7	17,5	18,5	18,8	18,3
10% mais ricos	42,0	46,0	42,4	41,4	42,2	42,9	41,2	42,2	43,0
5% mais ricos	29,6	33,8	29,8	29,0	29,9	30,9	29,4	30,5	31,1
1% mais rico	11,9	15,5	11,6	11,0	11,8	12,7	11,5	12,8	12,3
Índice de Gini	0,524	0,558	0,524	0,513	0,515	0,522	0,503	0,504	0,513
Índice T de Theil	0,562	0,734	0,555	0,531	0,554	0,576	0,523	0,553	0,564
Índice L de Theil	0,499	0,575	0,482	0,462	0,468	0,478	0,447	0,450	0,478
<i>Serviços</i>									
% da renda recebida pelos									
50% mais pobres	14,2	12,9	13,1	13,3	13,5	14,0	14,3	14,6	15,1
10% mais ricos	44,0	48,3	46,8	46,7	46,3	45,8	45,2	45,7	44,6
5% mais ricos	31,1	35,1	33,4	32,8	32,7	32,2	31,7	32,4	31,3
1% mais rico	12,6	15,1	13,1	12,9	13,0	12,5	12,1	12,7	12,2
Índice de Gini	0,564	0,596	0,586	0,582	0,580	0,572	0,567	0,565	0,555
Índice T de Theil	0,644	0,760	0,695	0,682	0,682	0,658	0,641	0,651	0,623
Índice L de Theil	0,617	0,689	0,635	0,622	0,622	0,599	0,588	0,586	0,563

Fonte: Elaboração dos autores.

Os dados da Tabela 5 referentes à variação da desigualdade de rendimentos das pessoas ocupadas na agricultura no período 1992-1999, vale destacar, são perfeitamente consistentes com os obtidos por Corrêa (2002), que considerou apenas pessoas com 15 anos ou mais de idade e trabalhando 15 horas ou mais por semana. Corrêa et al. (2002) assinalam que, entre 1995 e 1999, reduz-

se a desigualdade entre pessoas ocupadas na agricultura, classificadas conforme seu rendimento familiar per capita.

É importante ressaltar que a desigualdade de rendimentos na agricultura deve estar menos subestimada do que nos demais setores, pois os dados da PNAD refletem somente renda monetária e pagamentos em espécie. A produção para o autoconsumo, parte importante da renda do pequeno agricultor, não é considerada. Essa causa de subdeclaração dos rendimentos não chega a ser muito importante quando se consideram todos os setores da economia (Hoffmann, 2000 e 2001c). A mais importante deve ser a subdeclaração nos estratos mais altos de renda, o que causaria a subestimação das medidas de desigualdade. Mas quando se analisa apenas o setor agrícola, a subdeclaração das rendas baixas pode ser tão importante quanto a das rendas elevadas, não só porque uma boa parcela da produção dos pequenos agricultores é voltada para o sustento da própria família, como também porque pouquíssimas pessoas têm rendimentos muito altos, se comparados aos obtidos pelas pessoas ocupadas na indústria e nos serviços (Ney, 2002).

Não é possível saber se as duas causas de subdeclaração dos rendimentos levam à superestimação ou à subestimação da diferença entre a renda média na agricultura e o ganho médio nos setores secundário e terciário.<sup>10</sup> De qualquer maneira, os dados não deixam dúvida de que a renda média na agricultura é substancialmente inferior ao ganho médio na indústria e nos serviços e de que o país começa o novo milênio com uma enorme desigualdade. Se, por um lado, pela comparação de 2002 com 1992, houve uma diminuição na diferença entre o rendimento médio na atividade primária e na secundária, por outro, a diferença em relação à terciária aumentou na mesma proporção. Além disso, as desigualdades intersetoriais de renda apresentam fortes variações durante o período, provocadas por fatores conjunturais, particularmente o câmbio. Durante o período do real sobrevalorizado, o rendimento médio agrícola foi o que menos cresceu. De acordo com os dados da PNAD, ele aumentou em 1,3%, entre 1993 e 1999, ano em que houve uma forte desvalorização da nossa moeda e o governo adotou o câmbio flutuante, ao passo que o ganho médio na indústria subiu 6,5%, e nos serviços 25,6% (ver Tabela 4). Já depois da mudança cambial, só a renda média primária cresceu.

A diferença entre a escolaridade média das pessoas ocupadas no setor primário e nos demais setores de atividade aumentou em todo o período estudado, embora sua taxa de crescimento tenha sido maior (ver Tabela 2). Como a educação é uma variável de grande importância para o crescimento da produtividade e renda, podemos afirmar que ela se tornou um fator estrutural ainda mais forte para a permanência do quadro de enorme disparidade intersetorial de renda.

---

(10) O problema da comparação de níveis de pobreza entre áreas rurais e urbanas é discutido em Hoffmann (1998).

#### 4 Equação de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura

Observa-se, na Tabela 5, que ocorreu um crescimento bastante intenso da desigualdade do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura brasileira, entre 1999 e 2002. Nesta seção procura-se interpretar esse fenômeno ajustando uma equação de rendimentos para o conjunto da amostra das PNAD de 1999, 2001 e 2002, totalizando  $16.361 + 16.221 + 16.804 = 49.386$  observações (ver Tabela 1).

A equação de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura é ajustada pelo método dos mínimos quadrados ponderados, usando o fator de expansão associado a cada pessoa da amostra como fator de ponderação. Para 1999 são usados os pesos corrigidos com base no Censo de 2000. A variável dependente ( $Y$ ) é o logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos dos agricultores. As rendas individuais das PNAD de 1999 e 2001 foram corrigidas para valores em reais de setembro de 2002, utilizando-se o INPC.<sup>11</sup> Grande parte das variáveis explanatórias são variáveis binárias, que assumem o valor 1 se o indivíduo pertence a determinado grupo, ou 0, caso não pertença. O uso da função logarítmica se justifica pela forte assimetria da distribuição da renda e/ou pelo fato de os efeitos serem aproximadamente multiplicativos (ou proporcionais à renda).

O modelo geral de regressão é:

$$Y_j = \alpha + \sum_i \beta_i X_{ij} + u_j,$$

onde  $\alpha$  e  $\beta_i$  são parâmetros e  $u_j$  são erros aleatórios heterocedásticos com as propriedades usuais.

São consideradas as seguintes variáveis explanatórias:

a) Duas variáveis binárias para distinguir o ano de referência da PNAD: 1999 (tomada como base), 2001 e 2002.

b) Uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para mulheres.

c) A idade da pessoa, medida em dezenas de anos, e também o quadrado dessa variável, tendo em vista que  $Y$  não varia linearmente com a idade. A idade é medida em dezenas de anos apenas para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos. Se os parâmetros para idade e idade ao quadrado forem indicados por  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ , respectivamente, deve-se ter  $\lambda_1 > 0$  e  $\lambda_2 < 0$  e então o valor esperado de  $Y$  (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa for igual a  $-\lambda_1 / (2 \lambda_2)$ .

d) Escolaridade, variando de 0 (no caso de pessoa 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 a pessoa com 15 anos ou mais de estudo. Como o efeito da educação na renda se torna mais intenso depois do nono ano de estudo, utilizamos uma variável binária ( $Z_1$ ) para captar essa mudança da influência da

(11) Setembro é o mês de referência da PNAD de 2002.

educação no rendimento.<sup>12</sup> A variável binária assume valor 0 para quem tem escolaridade menor ou igual a 9 anos e valor 1 para quem tem escolaridade maior do que 9 anos. Além da própria escolaridade ( $Esc$ ), inclui-se, na equação de regressão, a variável  $Z_1(Esc - 9)$ . Se os coeficientes dessas duas variáveis forem  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , respectivamente, então  $\beta_1$  é o efeito de cada ano adicional de escolaridade até os 9 anos de escolaridade e, a partir desse ponto, esse efeito passa a ser  $\beta_1 + \beta_2$ . O modelo corresponde a pressupor que a relação entre  $Y$  e  $Esc$  tem a forma de uma poligonal com vértice no ponto de abscissa  $Esc = 9$ .<sup>13</sup>

e) Quatro variáveis binárias para distinguir cor: branca (tomada como base), indígena, preta, amarela e parda.

f) 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.

g) Cinco variáveis binárias para distinguir seis regiões: Nordeste (tomado como base), Norte, Sudeste excluindo o Estado de São Paulo (MG+ES+RJ), Estado de São Paulo, Sul e Centro-Oeste.

h) Duas variáveis binárias para distinguir três posições na ocupação no trabalho principal: empregado (tomado como base), conta-própria e empregador.

i) Uma variável binária que assume valor 1 quando o domicílio é rural e valor zero quando o domicílio é urbano.

j) Uma variável destinada a captar o efeito da área do empreendimento, que é igual a zero para os empregados e é o logaritmo da área para empregadores e conta-própria. Essa variável pode ser considerada como o produto do logaritmo da área dos empreendimentos agrícolas por uma variável binária ( $Z_2$ ) que assume valor zero para os empregados e valor 1 para as outras duas posições na ocupação.<sup>14</sup>

k) São incluídas duas variáveis binárias para captar o efeito da interação entre o ano de referência da PNAD e a área dos empreendimentos agrícolas.

---

(12) Também estimamos um modelo cuja única diferença em relação ao modelo analisado neste estudo é o fato de a escolaridade das pessoas ser representada por 15 variáveis binárias, considerando como base as pessoas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo. Os coeficientes das 15 binárias são: 0,0572, para 1 ano de estudo; 0,1151, para 2 anos; 0,1581, para 3 anos; 0,2527, para 4 anos; 0,2803, para 5 anos; 0,2859, para 6 anos; 0,3278, para 7 anos; 0,3896, para 8 anos; 0,3393, para 9 anos; 0,4091, para 10 anos; 0,7004, para 11 anos; 0,7849, para 12 anos; 0,9398, para 13 anos; 0,9193, para 14 anos; e 1,2057, para 15 anos ou mais de estudo. Nota-se que o efeito da escolaridade sobre o logaritmo do rendimento se torna bem mais intenso a partir de 10 anos de estudo. Vale ainda ressaltar que, em outro artigo, já havíamos assinalado essa grande mudança do efeito da educação na renda agrícola (Ney; Hoffmann, 2003). Embora o mais apropriado para visualizar a mudança na taxa de retorno seja um gráfico do logaritmo do rendimento em função da escolaridade, o fenômeno também pode ser observado em gráficos mostrando a variação do rendimento médio conforme o nível de escolaridade, como a Figura 19 em Menezes-Filho (2001).

(13) Também foram ajustadas equações onde o vértice da poligonal tinha abscissa  $Esc = 10$ , obtendo-se resultados muito semelhantes.

(14) Utilizou-se o *logaritmo* da área do empreendimento por causa da característica da distribuição da posse da terra, que é muito assimétrica. Dessa maneira obtém-se melhor ajustamento das equações de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura (ver Ney, 2002).

Podemos escrever nosso modelo da seguinte forma:

$$Y = \alpha + \beta_1 Esc + \beta_2 Z_1 (Esc - 9) + \lambda_1 Idade + \lambda_2 (Idade)^2 + \dots \\ + \theta Z_2 \ln(Area) + \sum_{h=1}^2 \omega_h Ano_h Z_2 \ln(Area) + u$$

A Tabela 6 mostra os coeficientes da equação estimada. Ela ainda informa, no caso das variáveis binárias, o valor da diferença percentual entre o rendimento esperado de uma dada categoria e o rendimento esperado da categoria-base, depois de descontados os efeitos das demais variáveis explanatórias incluídas na regressão. Quando a variável é a escolaridade, é informado o acréscimo percentual no rendimento esperado produzido por cada ano adicional de estudo, ou seja, a taxa de retorno do fator. Os fatores considerados na equação explicam estatisticamente 43,3% das variações do logaritmo do rendimento dos agricultores, resultado que, se comparado aos de outros trabalhos da mesma natureza, pode ser considerado satisfatório, dada a disponibilidade de informações. Os ganhos pessoais são afetados por variáveis de difícil mensuração (ambição e criatividade, por exemplo) ou para as quais não há informações disponíveis na PNAD.

O coeficiente do sexo feminino indica que, depois de considerados os efeitos de idade, escolaridade, cor, tempo semanal de trabalho, região, posição na ocupação, área do empreendimento agrícola e situação do domicílio (rural ou urbano), a renda esperada das mulheres é 21,4% menor do que a dos homens. Os pretos e pardos tendem, por sua vez, a ganhar, em média, cerca de 9,2% e 9,9% menos do que os brancos. O rendimento dos amarelos, por outro lado, tende a ser 44,6% maior do que o dos brancos.

Os coeficientes das variáveis binárias que distinguem as posições na ocupação devem ser interpretados em conjunto com os coeficientes das variáveis que incluem a área do empreendimento, pois para os empregados essas variáveis são, por construção, iguais a zero. O coeficiente de “conta-própria” indica que o rendimento esperado de uma pessoa dessa categoria com empreendimento de 1 hectare é 25,8% mais baixo do que o rendimento de um empregado, *ceteris paribus*. É provável, porém, que essa diferença esteja superestimada, pois parte substancial da renda real dos conta-própria corresponde à produção voltada para o autoconsumo, cujo valor não é informado na PNAD.<sup>15</sup> Já no caso dos empregados, o acesso aos bens de consumo depende basicamente do poder de compra do salário e a renda monetária reflete melhor a renda real. De acordo com os coeficientes estimados, em 1999 um conta-própria cujo empreendimento tivesse 6,6 hectares teria rendimento esperado igual ao de um empregado, fixado o valor

(15) Até a renda monetária dos conta-própria talvez esteja subestimada na PNAD. A natureza irregular das vendas de alguns produtos da agricultura familiar deve contribuir para que seu valor seja esquecido ao declarar os rendimentos.

das demais variáveis incluídas na equação de regressão. Fixadas a área e as demais variáveis, um empregador tende a ter um rendimento 2,2 vezes maior do que um conta-própria [pois  $\exp(0,4920 + 0,2983) = 2,2$ ].

Tabela 6  
Equação de rendimentos estimada para pessoas ocupadas na agricultura brasileira, agregando dados das PNAD de 1999, 2001 e 2002

Variável	Coefficientes	Diferença percentual <sup>(1)</sup>
Constante	2,1708	
Ano de referência 2001	-0,0744	-7,17
Ano de referência 2002	-0,0604	-5,86
Mulher	-0,2412	-21,43
Idade/10	0,3832	
(Idade/10) <sup>2</sup>	-0,0391	
Escolaridade ≤ 9 anos ( <i>b</i> <sub>1</sub> )	0,0508	5,21
Escolaridade > 9 anos ( <i>b</i> <sub>1</sub> + <i>b</i> <sub>2</sub> )	0,0950	9,96
Cor: Indígena	-0,2283	-20,41
Preta	-0,0965	-9,20
Amarela	0,3687	44,59
Parda	-0,1038	-9,86
Log (horas trab./semana)	0,5480	
Região: Norte <sup>(2)</sup>	0,2170	24,23
ES+RJ+MG	0,2139	23,85
SP	0,5664	76,18
Sul	0,3183	37,47
Centro-Oeste	0,4289	53,56
Posição na ocupação:		
Conta-própria	-0,2983	-25,79
Empregador	0,4920	63,55
Z <sub>2</sub> ln (Área)	0,1584	
[Z <sub>2</sub> ln (Área)] × Ano 2001	0,0097	
[Z <sub>2</sub> ln (Área)] × Ano 2002	0,0171	
Domicílio rural	-0,0937	-8,94
Número de observações	49.386	
R <sup>2</sup>	0,433	

Nota: O coeficiente da interação entre área e o ano de 2001 é significativo ao nível de 5% e todos os demais coeficientes são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%.

<sup>(1)</sup> Diferença percentual entre os rendimentos estimados da categoria considerada e da categoria tomada como base. Sendo *b* o coeficiente, essa diferença é  $100[\exp(b) - 1]\%$ .

<sup>(2)</sup> Exclusive área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

Fonte: Elaboração dos autores.

Na Tabela 7 são apresentadas as contribuições marginais de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da renda de todos os trabalhos das

peças com atividade principal na agricultura, o que nos permite avaliar a importância relativa de cada variável no modelo. A importância da variável posição na ocupação na parcela explicada da renda (9,2%) é a maior entre todos os fatores analisados. A segunda colocada é a área dos empreendimentos agrícolas (8,6%). A contribuição marginal do capital físico controlado pela pessoa, representado pela área e pela posição na ocupação, supera 21%.

Tabela 7  
Contribuição marginal de cada fator da Tabela 6  
para a soma de quadrados da regressão (em %)

Variável	Contribuição marginal
Ano de referência	0,21
Sexo	1,29
Idade	3,71
Escolaridade	5,77
Cor	0,67
Horas trab./semana	8,55
Região	6,89
Posição na ocupação	9,22
$Z_2 \ln (\text{Área})$	8,57
$[Z_2 \ln (\text{Área})] \times \text{Ano}$	0,03
Domicílio rural	0,45
Capital físico, representado por posição na ocupação e as variáveis envolvendo área	21,61

Fonte: Elaboração dos autores.

O coeficiente da área do empreendimento representa a elasticidade do rendimento em relação à quantidade de terra. Ele indica que 1% a mais na área do empreendimento eleva, em média, a renda esperada de um conta-própria ou empregador em cerca de 0,16% em 1999, 0,17% em 2001, e 0,18% em 2002. Cabe ressaltar que esse efeito se torna negativo se o empreendimento do conta-própria ou empregador tiver menos de 1 hectare. A interação estatisticamente significativa entre a área dos empreendimentos agrícolas e o ano de referência de 2001 e de 2002 mostra que o efeito da posse da terra é maior nesses dois últimos anos do que em 1999.

A região é outro determinante importante do rendimento agrícola, por causa dos diferenciais de nível técnico e produtividade, entre outros aspectos ligados às disparidades regionais (Corrêa, 1998). A renda de um agricultor residente em São Paulo, na região Centro-Oeste, Sul e na região Sudeste menos o Estado de São Paulo (ES+RJ+MG), tende a ser, respectivamente, 76,2%, 53,6%, 37,5% e 23,8% superior à dos residentes no Nordeste, mesmo depois de descontados os efeitos das demais variáveis incluídas na equação de regressão; sem descontá-los, o rendimento esperado de todos os trabalhos das pessoas ocupadas na agricultura de São Paulo, Centro-Oeste, Sul e Sudeste exceto o

Estado de São Paulo supera o rendimento esperado no Nordeste em 158%, 135%, 111,3% e 60,9%, respectivamente.<sup>16</sup>

Os coeficientes da escolaridade indicam que a taxa de retorno para cada ano adicional de estudo é de aproximadamente 5,2% até o 9º ano escolar e de 10% para escolaridades mais elevadas.<sup>17</sup> A contribuição marginal da variável para a soma dos quadrados da regressão é de 5,8%. Nota-se que o efeito da educação na determinação do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura é importante. Mas sua influência é substancialmente inferior à da área dos empreendimentos. Isso pode ser em grande parte explicado pelo fato de a qualidade da mão-de-obra agrícola, medida pelo nível de escolaridade, ser bastante homogênea (quase 90% dos agricultores tinham menos de cinco anos de estudo, em 2002), ao passo que existe uma enorme concentração fundiária no país, a qual não diminuiu durante os anos 1990 (Hoffmann, 2001a). Considerando apenas os empreendimentos com área de 1 a menos de 10.000 hectares, as proporções da área total agrícola ocupada pelos 10%, 5% e 1% maiores empreendimentos eram, em 1999, respectivamente, 76,4%, 64,9% e 38,5%. Já os 50% menores ocupavam 2,8% da área total (Hoffmann, 2001a). O índice de Gini da distribuição é de 0,836.

Também ajustamos uma equação de rendimentos em que a escolaridade é representada por 15 variáveis binárias, tomando-se como base as pessoas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo. Se compararmos os resultados dessa equação com os da Tabela 6, podemos observar que a forma pela qual é captada a influência da educação no rendimento agrícola afeta pouco as estimativas dos coeficientes de todos os demais determinantes da renda. As diferenças entre os dois modelos são inexpressivas.<sup>18</sup>

Vimos que, entre 1999 e 2002, a média aritmética do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura cresce 3,7%. Mesmo assim a média geométrica cai de R\$ 195,1 em 1999 para R\$ 184,9 em 2001, e depois sobe para R\$ 187,2 em 2002. Coerente com tais resultados, a equação de rendimentos ajustada indica que os valores da renda esperada em 2001 e 2002 são, respectivamente, 7,2% e 5,9% menores do que em 1999, já descontados os efeitos das demais variáveis incluídas no modelo. O crescimento da média aritmética combinado com uma redução da

---

(16) Para o conjunto de dados utilizado na análise de regressão, a média geométrica do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas na agricultura do Nordeste é de R\$ 132,5; no Sudeste exceto o Estado de São Paulo é de R\$ 213,3; em São Paulo é de R\$ 341,9; no Sul é de R\$ 280,0; e no Centro-Oeste é de R\$ 311,5.

(17) A comparação entre taxas de retorno da educação no setor agrícola e no setor não agrícola é discutida no Apêndice.

(18) Os coeficientes das 15 binárias da escolaridade podem ser observados na nota de rodapé número 12 deste artigo. Os coeficientes das demais variáveis são: constante, 2,1777; ano de referência 2001, - 0,0744; ano de referência 2002, - 0,0606; sexo feminino, - 0,2413; idade/10, 0,3783; (idade/10)<sup>2</sup>, - 0,0385; indígena, - 0,2290; preta, - 0,0935; amarela, 0,3687; parda, - 0,1021; log (horas trab./sem.), 0,5468; região Norte, 0,2153; ES+RJ+MG, 0,2073; Estado de São Paulo, 0,5616; região Sul, 0,3113; Centro-Oeste, 0,4248; conta-própria, -0,2994; empregador, 0,4906;  $Z_2 \ln(\text{área})$ , 0,1581; [ $Z_2 \ln(\text{área})$ ] × Ano 2001, 0,0094; [ $Z_2 \ln(\text{área})$ ] × Ano 2002, 0,0170; domicílio rural, - 0,0951. O coeficiente de determinação é 0,434.

média geométrica só pode ocorrer quando aumenta a desigualdade medida pelo  $L$  de Theil. Observa-se, na Tabela 5, que os valores de todos os índices de desigualdade sobem muito no setor primário, entre 1999 e 2001.

As Tabelas 8 e 9 mostram o valor real médio, em reais de setembro de 2002, do rendimento de todos os trabalhos das pessoas com rendimento, conforme estrato de renda e de área, de 1998 a 2002. O ganho médio das pessoas situadas nos estratos inferiores da distribuição de renda e de terra diminuiu entre 1999 e 2002. A renda média dos indivíduos dos estratos superiores, ao contrário, cresceu significativamente, sobretudo de quem está no “topo da pirâmide”. O rendimento médio do 1% mais rico aumentou cerca de 24%, e o ganho médio dos que possuem área maior ou igual a 100 hectares cresceu 26%.

Tabela 8

Valor real médio<sup>(1)</sup>, em reais de setembro de 2002, do rendimento de todos os trabalhos das pessoas com rendimento e ocupadas no setor agrícola, conforme estratos de renda delimitados por percentis. Brasil, 1998-2002

Estrato	1998	1999	2001	2002	2001/1999	2002/1999
10% mais pobres	42,6	43,8	36,6	35,2	- 16,5	- 19,6
25% mais pobres	75,4	74,0	65,9	64,9	- 11,0	- 12,3
50% mais pobres	116,0	114,6	107,4	111,3	- 6,3	- 2,9
50% mais ricos	563,7	534,4	551,1	561,8	3,1	5,1
25% mais ricos	882,2	828,4	869,2	888,4	4,9	7,2
10% mais ricos	1.590,6	1.472,5	1.574,0	1.628,9	6,9	10,6
5% mais ricos	2.484,8	2.260,4	2.452,4	2.537,3	8,5	12,2
1% mais rico	6.198,2	5.149,4	6.143,0	6.391,5	19,3	24,1

<sup>(1)</sup> Os rendimentos dos anos anteriores a 2002 foram colocados em reais de setembro de 2002 considerando-se o INPC.

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 9

Valor real médio<sup>(1)</sup>, em reais de setembro de 2002, do rendimento de todos os trabalhos das pessoas com rendimento e ocupadas no setor agrícola, conforme estratos de área. Brasil, 1998-2002

Estrato de área, em hectares	1998	1999	2001	2002	2001/1999	2002/1999
Empregados (sem terra)	240,5	240,9	230,0	233,4	- 4,5	- 3,1
Menos de 1 <sup>(2)</sup>	150,2	163,1	151,6	138,7	- 7,0	- 15,0
1 a menos de 10	263,7	243,0	227,7	240,8	- 6,3	- 0,9
10 a menos de 100	506,0	508,4	468,5	487,8	- 7,8	- 4,0
100 ou mais <sup>(3)</sup>	1.744,8	1.541,6	1.907,1	1.946,0	23,7	26,2

<sup>(1)</sup> Os rendimentos dos anos anteriores a 2002 foram colocados em reais de setembro de 2002 considerando-se o INPC.

<sup>(2)</sup> Foram excluídos os conta-própria e empregadores com área menor ou igual a 0,05 hectare.

<sup>(3)</sup> Foram excluídos os conta-própria e empregadores com área maior ou igual a 10.000 hectares.

Fonte: Elaboração dos autores.

Esse crescimento tão elevado da renda média dos agricultores mais ricos e com mais terras ocorreu porque 2001 e 2002 foram anos muito favoráveis às exportações. Segundo Nassar, Viegas e Nakazone (2002), foi em 2001 que “as agroindústrias e os exportadores passaram a colher os frutos da desvalorização da moeda”. Em 1999, houve uma forte queda nos preços das principais commodities brasileiras no mercado internacional. O valor das exportações (FOB) anual do setor agropecuário caiu de US\$ 2.786,3 milhões, em 1998, para US\$ 2.192,5 milhões, em 1999. Além disso, “até 2000 a desvalorização representava mais aumento nos custos dos insumos e nos preços do varejo do que em ganhos de espaço no mercado internacional” (Nassar, Viegas; Nakazone, 2002). Nota-se que o ganho médio nos estratos superiores da distribuição dos rendimentos caiu de 1998 para 1999. O valor das vendas internacionais agropecuárias voltou a subir para US\$ 2.801,4 milhões, em 2000, US\$ 3.809,9 milhões, em 2001, e US\$ 3.937,1 milhões, em 2002 (IPEADATA, 2003).

Belik e Balsadi (2001), analisando a demanda por mão-de-obra na agricultura brasileira, assinalam que, “por um lado, a desvalorização cambial e o aumento nos preços internacionais de algumas commodities favoreceram muito as atividades de exportação (soja, açúcar, suco de laranja e, neste ano, especialmente o milho) e, por outro, a seca ocorrida na região Nordeste e a desaceleração da economia brasileira fizeram com que os produtos cuja demanda é fortemente dependente do mercado interno tivessem um desempenho muito desfavorável na safra 2000/2001 (arroz, feijão, mamona)”. Em 2002, três anos depois da desvalorização cambial, que destruiu um dos pilares da chamada “âncora verde” do Plano Real e contribuiu para inverter a trajetória de queda na renda média agrícola, o ganho médio das pessoas situadas nos estratos inferiores da distribuição de renda e de terra é ainda inferior ao ganho médio em 1999 e 1998, embora ele tenha apresentado alguns sinais de crescimento de 2001 a 2002.

Tudo indica que variações conjunturais de preços de commodities, taxa de câmbio e preços de produtos agrícolas para o mercado interno condicionaram o crescimento da desigualdade na agricultura entre 1999 e 2001. Mas é importante ressaltar que isso só ocorreu devido a determinadas características estruturais da agricultura brasileira: a concentração da posse da terra e a associação entre área do empreendimento e as linhas de atividade predominantes.

## **Conclusões**

A escolaridade média dos agricultores em 2002 era de apenas 3 anos, ao passo que a média na indústria e serviços era de 6,9 e 8,3 anos, respectivamente. Se mantido o ritmo de crescimento do nível de escolaridade da população agrícola, observado neste estudo, a educação deverá ser um forte obstáculo para o aumento da produtividade e renda nas áreas rurais e para a redução da enorme disparidade

de renda entre o setor primário e os setores secundário e terciário. Em 2002, a renda média de todos os trabalhos das pessoas ocupadas no setor agrícola é R\$ 336,50, pouco mais da metade da renda média na indústria (R\$ 613,50) e nos serviços (R\$ 656,30).

A desigualdade no setor primário, medida pelo índice *T* de Theil, é bem maior do que na indústria e nos serviços, porque a proporção da renda apropriada pelos agricultores 10%, 5% e 1% mais ricos é muito superior à parcela apropriada por essas frações da população ocupada nos demais setores. Em 2002, eles receberam, respectivamente, 48,4%, 37,7% e 19% da renda total agrícola, enquanto a parcela recebida pelos 50% mais pobres foi de 16,5%. A desigualdade na agricultura também apresenta variações expressivas no período 1992-2002, que podem ser explicadas pela presença de fatores conjunturais, tais como variações nos preços, evolução do salário mínimo legal e política econômica. Mas os efeitos das mudanças conjunturais são sempre condicionados pelas características estruturais do setor: distribuição da riqueza, diferenças de escolaridade entre pessoas e contrastes regionais. Outros determinantes estruturais, como a discriminação racial e contra as mulheres, poderiam ser mencionados, mas parecem ser bem menos relevantes na determinação da desigualdade (ver Tabela 7). Não há dúvida de que os condicionantes estruturais são bastante estáveis, tornando difícil uma redução substancial e permanente da concentração dos rendimentos na atividade.

Exemplo dessa estabilidade estrutural é o fato de não haver tendência de redução na enorme desigualdade da distribuição da área dos empreendimentos agrícolas (ver Hoffmann, 2001a). E a equação de rendimentos estimada neste trabalho mostra que o capital físico, representado pela área do empreendimento e pela posição na ocupação, é o fator mais importante na conformação da renda na agricultura brasileira. Verificou-se ainda que o crescimento da desigualdade, entre 1999 e 2001, está claramente associado com a área dos empreendimentos agrícolas.

## Apêndice

Uma possível explicação para a enorme diferença entre o desempenho educacional dos agricultores e o das pessoas ocupadas na indústria e serviços é que a taxa de retorno para cada ano adicional de estudo é mais baixa nas atividades primárias. Neste apêndice são analisadas as estimativas de várias equações de rendimento para pessoas ocupadas nos setores primário, secundário e terciário, tendo em vista verificar se o retorno da educação é de fato mais baixo na agropecuária. Por simplicidade, as atividades industriais e de serviços são agregadas em um único setor denominado não agrícola.<sup>19</sup>

---

(19) São eliminadas as observações referentes a pessoas ocupadas em “outras atividades, atividades mal definidas ou não declaradas”.

São utilizados dados agregados das PNAD de 1999, 2001 e 2002. O número total de pessoas ocupadas com rendimento e com todas as informações necessárias é 129.326, em 1999, 142.086, em 2001 e 138.968, em 2002, totalizando 410.380 observações. As estimativas têm por base o modelo de regressão da seção 5. Excluimos a variável área do empreendimento, porque o setor não agrícola não dispõe de uma variável equivalente. Acrescentamos, por outro lado, as seguintes variáveis explanatórias: *a*) uma variável binária para *setor*, que é igual a zero para o setor agrícola e igual a 1 para o setor não agrícola; *b*) as interações entre setor e escolaridade (*Esc*) e entre setor e a variável  $Z_1(Esc - 9)$ , quando se admite que a relação entre *Y* e escolaridade é poligonal; e *c*) três variáveis binárias para distinguir outras posições na ocupação, ausentes no modelo da Tabela 6: militares, funcionários públicos estatutários e empregados domésticos. Cabe assinalar que essas três novas categorias existem apenas no setor não agrícola. A categoria-base para posição na ocupação é constituída pelos empregados do setor privado, exclusive os domésticos.

Pode-se argumentar que a posição na ocupação é uma variável dependente do rendimento e de outras características da pessoa. Outra possibilidade é considerá-la uma variável endógena do processo de determinação do rendimento. Não caberia assim incluí-la entre as variáveis explanatórias da equação de rendimento. Tal inclusão poderia levar à subestimação do efeito de alguns determinantes da renda, particularmente da taxa de retorno da escolaridade. Como a inclusão, ou não, da posição na ocupação em equações de rendimentos é uma questão bastante controversa na literatura, ajustamos regressões em que a variável foi considerada (modelos I e III) e excluída (modelos II e IV).<sup>20</sup> A Tabela A1 mostra os resultados obtidos com quatro modelos. Nos modelos I e II admite-se que *Y* (logaritmo do rendimento) é função linear da escolaridade, ao passo que nos modelos III e IV essa relação assume a forma de uma poligonal com vértice no ponto de abscissa igual a 9.

De acordo com os dados da Tabela A1, nos modelos I e II o coeficiente da interação entre escolaridade e setor não agrícola é positivo e estatisticamente significativo, indicando que o retorno da educação é maior no setor não agrícola. Entretanto, quando se inclui uma variável adicional para captar o efeito da escolaridade em forma de poligonal (modelos III e IV), o coeficiente da interação entre escolaridade e setor não agrícola se torna negativo. No modelo III o coeficiente da interação entre  $Z_1(Esc - 9)$  e setor não agrícola é positivo e estatisticamente significativo, mas no modelo IV esse coeficiente é desprezível. Conforme as estimativas obtidas com o modelo III, as taxas de retorno da educação, até 9 anos e acima desse limiar, são, respectivamente, 7,7% e 13,5% para pessoas ocupadas no setor agrícola e 6,3% e 15,8% para pessoas ocupadas no setor não agrícola. De acordo com o modelo IV essas taxas são 8,6% e 18,5% para o setor agrícola e 7,4% e 17,3% para o setor não agrícola.

Tais resultados mostram que as taxas de retorno mais elevadas no setor não agrícola, observadas nos modelos I e II, decorrem, essencialmente, de um erro de especificação. A proporção de pessoas com escolaridade baixa é maior no setor primário, e

---

(20) Em Ney (2002) e Ney e Hoffmann (2003), defendemos, para o caso específico de ajuste de equações de rendimentos no setor primário, o uso de duas medidas para o capital físico: a *posição na ocupação* e a *área do empreendimento agrícola*.

o retorno da educação é menor para quem tem menos de 9 anos de estudo. Assim, as regressões em que consideramos a taxa de retorno constante para a escolaridade levam a uma estimativa do efeito da educação na renda mais baixa para a agricultura. É certo que os modelos III e IV também não estão isentos de erros de especificação, ocasionados pela ausência, na PNAD, de informações sobre alguns determinantes da renda. Um exemplo é a falta de dados sobre o capital físico.

Tabela A1  
Equações de rendimento para pessoas ocupadas no Brasil,  
agregando dados das PNAD de 1999, 2001 e 2002

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Constante	1,4250	1,2234	1,5274	1,3454
Ano de 2001	-0,0579	-0,0610	-0,0555	-0,0582
Ano de 2002	-0,0815	-0,1035	-0,0780	-0,0974
Mulher	-0,3892	-0,4500	-0,3886	-0,4529
Idade/10	0,7758	0,8022	0,7346	0,7580
(Idade/10) <sup>2</sup>	-0,0753	-0,0767	-0,0727	-0,0739
Escolaridade ( <i>Esc</i> ); $b_1$	0,0855	0,0991	0,0745	0,0826
$Z_1(Esc - 9)$ ; $b_2$	-	-	0,0523	0,0874
Setor não agrícola	0,2206	0,2012	0,3523	0,3250
Setor não agric. $\times Esc$ .	0,0124	0,0102	-0,0133	-0,0114
Setor não agric. $\times Z_1(Esc - 9)$	-	-	0,0334	0,0009 <sup>(2)</sup>
Cor: Indígena	-0,0818	-0,1067	-0,0796	-0,1049
Preta	-0,1241	-0,1526	-0,1212	-0,1507
Amarela	0,1277	0,1895	0,0818	0,1412
Parda	-0,1240	-0,1408	-0,1203	-0,1374
Log (horas trab./semana)	0,5081	0,5380	0,5166	0,5465
Região: Norte <sup>(1)</sup>	0,2273	0,2278	0,2431	0,2444
ES+RJ+MG	0,2690	0,2600	0,2886	0,2811
SP	0,5145	0,4967	0,5328	0,5170
Sul	0,3173	0,3057	0,3412	0,3319
Centro-Oeste	0,3546	0,3558	0,3679	0,3695
Posição na ocupação:				
Militar	0,4237	-	0,4342	-
Funcionário público	0,2164	-	0,1841	-
Empregado doméstico	-0,2321	-	-0,2437	-
Conta-própria	-0,0901	-	-0,0863	-
Empregador	0,6839	-	0,6757	-
Domicílio rural	-0,1191	-0,1299	-0,1295	-0,1402
Número de observações	410.380	410.380	410.380	410.380
R <sup>2</sup>	0,583	0,557	0,592	0,567

Nota: Os coeficientes sem chamada são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%.

<sup>(1)</sup> Exclusiva área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

<sup>(2)</sup>  $p = 0,852$ , sendo  $p$  a probabilidade caudal do teste  $t$ .

Fonte: Elaboração dos autores.

Para evitar as complicações decorrentes da agregação de rendimentos de várias categorias de posição na ocupação, também ajustamos modelos considerando apenas quem trabalha como empregado, excluindo os militares, funcionários públicos e empregados

domésticos. A Tabela A2 mostra os resultados obtidos com quatro modelos. Nos modelos V e VI a variável dependente é o logaritmo do rendimento mensal de todos os trabalhos ( $Y$ ), da mesma forma que os modelos analisados anteriormente. Mas nos modelos VII e VIII a variável dependente é o logaritmo do rendimento de todos os trabalhos por hora de trabalho (considerando que o tempo mensal é 4,3 vezes o tempo semanal de trabalho).

Tabela A2

Equações de rendimento para empregados do setor privado, exclusive empregados domésticos, agregando dados das PNAD de 1999, 2001 e 2002, sendo a variável dependente o logaritmo do rendimento mensal de todos os trabalhos (modelos V e VI) ou o logaritmo desse rendimento por hora de trabalho (modelos VII e VIII)

Variável	Modelo V	Modelo VI	Modelo VII	Modelo VIII
Constante	1,4232	1,5130	-1,8887	-1,7330
Ano de 2001	-0,0505	-0,0470	-0,0523	-0,0485
Ano de 2002	-0,0573	-0,0565	-0,0538	-0,0531
Mulher	-0,3357	-0,3335	-0,2666	-0,2664
Idade/10	0,8801	0,8303	0,7594	0,7098
(Idade/10) <sup>2</sup>	-0,0881	-0,0851	-0,0727	-0,0701
Escolaridade ( $Esc$ ); $b_1$	0,0727	0,0601	0,0728	0,0595
$Z_1(Esc - 9)$ ; $b_2$	-	0,0861	-	0,0895
Setor não agrícola	0,1711	0,3492	0,1997	0,3906
Setor não agríc. $\times Esc$	0,0280	-0,0029 <sup>(3)</sup>	0,0306	-0,0030 <sup>(8)</sup>
Setor não agríc. $\times Z_1(Esc - 9)$	-	0,0115 <sup>(4)</sup>	-	0,0153 <sup>(9)</sup>
Cor: Indígena	-0,0204 <sup>(2)</sup>	-0,0146 <sup>(5)</sup>	-0,0229 <sup>(7)</sup>	-0,0166 <sup>(10)</sup>
Preta	-0,1183	-0,1143	-0,1243	-0,1197
Amarela	0,1077	0,0380 <sup>(6)</sup>	0,1140	0,0389 <sup>(11)</sup>
Parda	-0,1071	-0,1015	-0,1091	-0,1030
Log (horas trab./semana)	0,4593	0,4756	-	-
Região: Norte <sup>(1)</sup>	0,2060	0,2185	0,1793	0,1936
ES+RJ+MG	0,2411	0,2621	0,2087	0,2323
SP	0,4993	0,5205	0,4554	0,4795
Sul	0,2975	0,3229	0,2598	0,2883
Centro-Oeste	0,3302	0,3421	0,2811	0,2955
Domicílio rural	-0,0733	-0,0882	-0,0525	-0,0692
Número de observações	226.361	226.361	226.361	226.361
R <sup>2</sup>	0,565	0,581	0,520	0,538

Nota: Os coeficientes sem chamada são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%.

<sup>(1)</sup> Exclusive área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

<sup>(2)</sup>  $p = 0,528$ , sendo  $p$  a probabilidade caudal do teste  $t$ . <sup>(3)</sup>  $p = 0,044$ .

<sup>(4)</sup>  $p = 0,156$ . <sup>(5)</sup>  $p = 0,646$  <sup>(6)</sup>  $p = 0,051$  <sup>(7)</sup>  $p = 0,499$ .

<sup>(8)</sup>  $p = 0,052$ . <sup>(9)</sup>  $p = 0,069$  <sup>(10)</sup>  $p = 0,617$ . <sup>(11)</sup>  $p = 0,055$ .

Fonte: Elaboração dos autores.

No modelo V verifica-se que o coeficiente da interação entre setor não agrícola e escolaridade é positivo e estatisticamente diferente de zero, indicando que a taxa de retorno da educação seria maior no setor não agrícola. Essa conclusão, porém, novamente não se mantém quando introduzimos no modelo a variável destinada a captar a mudança na taxa de retorno da educação a partir dos 9 anos de escolaridade. Se analisarmos o modelo VI, observaremos que a interação entre setor não agrícola e escolaridade é negativa e estatisticamente significativa ao nível de 5%. O coeficiente da interação entre setor não agrícola e a variável  $Z_1(Esc-9)$ , por sua vez, embora positivo, não é significativamente diferente de zero ao nível de 10%.

As conclusões são semelhantes se analisarmos os resultados dos modelos VII e VIII, nos quais a variável dependente passa a ser o logaritmo do rendimento por hora trabalhada. No modelo VII, no qual se admite que a variável dependente é função linear da escolaridade, o coeficiente da interação entre setor não agrícola e escolaridade é positivo e estatisticamente significativo. Entretanto, no modelo VIII, no qual admitimos aquela função na forma de poligonal, os coeficientes das interações entre setor não agrícola e as duas variáveis associadas à escolaridade têm sinais opostos. Não se pode então afirmar em qual dos dois setores a taxa de retorno para cada ano adicional de estudo é maior.

A conclusão geral é que, embora possam existir diferenças no comportamento da taxa de retorno da educação em diferentes setores, é errôneo admitir que, no Brasil, ela seja sistematicamente mais baixa na agricultura. Note-se que a igualdade na *taxa de retorno* da educação nos dois setores não implica a igualdade no rendimento esperado de duas pessoas ocupadas, cada uma em um setor, com a mesma escolaridade, e mantidas constantes todas as demais variáveis explanatórias consideradas, pois o coeficiente da variável binária “setor não agrícola” é sempre positivo e significativo, indicando que o rendimento tende a ser mais baixo no setor agrícola.

É interessante observar que a introdução da variável que capta o aumento da taxa de retorno da escolaridade a partir dos 9 anos tem efeitos importantes sobre outros parâmetros. Comparando os modelos I e III, II e IV, V e VI ou VII e VIII, verifica-se, por exemplo, uma redução substancial no coeficiente da cor amarela com a introdução daquela variável. Como o rendimento maior desse grupo de pessoas está muito associado à valorização da educação, o aperfeiçoamento na maneira de captar o efeito da escolaridade reduz o seu coeficiente nas regressões de rendimentos.

### Referências bibliográficas

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. *Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, n. 857).

\_\_\_\_\_; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. D.; QUINTAES, G. *Determinantes do desempenho educacional no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para Discussão, n. 834).

BELIK, W. Estado, grupos de interesse e formulação de políticas para a agropecuária brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, jan./mar. 1998.

BELIK, W.; BALSADI, D. V. Mudança cambial e mão-de-obra na agricultura. *Gazeta Mercantil*, p. A-3, 7 nov. 2001.

CORRÊA, A.M.C.J. *Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira (1981-1990)*. Piracicaba, SP: Editora Unimep, 1998. 260p.

\_\_\_\_\_. *Rendimento do trabalho e desigualdade: uma análise regional das pessoas ocupadas na agricultura brasileira (1981-1999)*. 2002. Trabalho cedido pela autora (ajcorrea@unimep.br).

\_\_\_\_\_; CRÓCOMO, F. C.; MONTEBELO, M. I. L.; FIGUEIREDO, N. M. S. Bem-estar, pobreza e desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira: uma avaliação da evolução e das disparidades regionais no período 1995-1999. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40, Passo Fundo, 2002. *Anais...*

FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P. *Rural non-agricultural activities and poverty in the brazilian northeast*. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 2000. (Texto para Discussão, n. 428).

FOSTER, A. D.; ROSENZWEIG, M. R. Technical change and human-capital returns and investments: evidence from the Green Revolution. *American Economic Review*, v. 86, n. 4, p. 931-953, Sept. 1996.

HOFFMANN, R. Distribuição da renda na agricultura. In: CAMARGO, J.; GIAMBIAGI, F. (Org.). *Distribuição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991.

\_\_\_\_\_. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 299-315, 1998.

\_\_\_\_\_. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

\_\_\_\_\_. A distribuição da posse da terra no Brasil de acordo com as PNAD de 1992 a 1999. In: CONCEIÇÃO, J. C.; GASQUES, J. G. *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, 2001a.

\_\_\_\_\_. Distribuição da renda no Brasil em 1999. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39, Recife, 2001b. *Anais...*

\_\_\_\_\_. Income distribution in Brazil and the regional and sectoral contrasts. In: GUILHOTO, J. J. M.; HEWINGS, G. J. D. (Org.). *Structure and structural change in the Brazilian economy*. Burlington, USA: Ashgate, 2001c.

IPEADATA. *Exportações – setor: agropecuária – (FOB) US\$*. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 5 abr. 2003.

LANGONI, C. G. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Editora Expressão e Cultura, 1973.

MELO, F. H. A agricultura brasileira e a forte desvalorização cambial. *Informações FIFE*, São Paulo, p. 18-21, mar. 1999.

MENEZES-FILHO, N. A. *A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho*. Instituto Futuro Brasil, mar. 2001. Disponível em: <[www.ifb.com.br](http://www.ifb.com.br)>.

NASSAR, A. M.; VIEGAS, C.; NAKAZONE, D. Agricultura: retrospectiva do ano de 2001 e perspectiva para 2002. *Informações FIEPE*, São Paulo, p. 8-10, jan. 2002.

NEY, M. G. *Equações de rendimentos: o efeito da posse da terra*. Dissertação (Mestrado)-Instituto de Economia da unicamp, Campinas, 2002.

\_\_\_\_\_; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. *Economia*. Niterói, jan./jun. 2003.

PNAD 1999. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.