

Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra *

Marlon Gomes Ney¹

Rodolfo Hoffmann²

O artigo analisa os efeitos dos determinantes da renda agrícola, particularmente do capital humano e do capital físico. Um dos objetivos é avaliar a possível superestimação do efeito da escolaridade sobre o rendimento em equações que não incluem medidas da riqueza controlada pela pessoa. Além dos fatores comumente considerados em equações de rendimento ajustadas para o setor primário, foi incluída, como variável explanatória, a área dos empreendimentos agrícolas (uma medida aproximada da riqueza). Os resultados obtidos revelam um enorme efeito da posse da terra no ganho agrícola. Ao incluirmos a área do empreendimento na regressão, podemos também observar uma considerável redução do peso da escolaridade na conformação da renda. A diminuição indica que ele está superestimado em estudos que não consideram nenhuma medida adequada para o capital físico.

Palavras-chave: agricultura, renda, capital humano e capital físico.

Classificação JEL: Q10, D31

This paper analyses the effects of agricultural income determinants, in particular of human capital and physical capital. One of its purposes is to evaluate the

* A pesquisa contou com apoio financeiro da FAPESP e do CNPq.

1 Doutorando em Economia Aplicada pelo Instituto de Economia da UNICAMP.

2 Professor do Instituto de Economia da UNICAMP.

possible overestimation of the effect of education in income equations that do not include any measure of wealth. Besides all the variables usually considered in earnings equations adjusted to the primary sector, we have included the area of the agricultural enterprise (as a proxy for wealth). The results show the enormous effect of area on agricultural income. When this variable is included in the regression, we see a substantial decrease in the influence of education on income determination. Such decrease indicates an overestimation of the education's effect in studies that do not include an appropriate measure of physical capital.

Keywords: agriculture, income, human capital, physical capital.

Introdução

A redução da desigualdade na distribuição da renda é uma alternativa bastante eficaz para o combate à pobreza no Brasil, o mais rico entre os países com maior número de miseráveis (Barros *et al.*, 2001).³ Estima-se que cerca de 14% de sua população pertence a famílias com renda *per capita* inferior à linha de indigência e 34% abaixo da linha de pobreza, dando um total de 22 milhões e 53 milhões de pessoas, respectivamente.⁴ Taxas semelhantes são observadas apenas em países com renda *per capita* muito inferior à brasileira, tais como Panamá, Maurítânia, República Dominicana e Botsuana.

3 Estudo de Barros *et al.* (2001) afirma ser a desigualdade de rendimentos a principal responsável pelo elevado nível de pobreza e indigência no país, sendo seu peso substancialmente maior do que a escassez absoluta de recursos. Mostra ainda que a redução da pobreza é muito mais sensível à equidade do que ao crescimento econômico. As análises desenvolvidas pelos autores evidenciam a necessidade de políticas públicas favoráveis à desconcentração da renda, sobretudo se também considerarmos as baixas taxas de crescimento do PIB das duas últimas décadas e as atuais dificuldades da economia em se expandir.

4 A linha de indigência, utilizada por Barros *et al.* (2001, p. 2), representa a “estrutura de custos de uma cesta alimentar, regionalmente definida, que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo”. A linha de pobreza “é calculada como um múltiplo da linha de indigência, considerando os gastos com alimentação como uma parte dos gastos totais mínimos, referentes, entre outros, a vestuário, habitação e transportes”.

A enorme desigualdade de renda é um dos temas mais discutidos no país, o que é compreensível tendo em vista sua complexidade, o envolvimento de critérios de justiça social e os bons resultados que o desenvolvimento de políticas distributivas pode ter no combate à miséria. Apesar de já ter sido objeto de estudos anteriores, as primeiras pesquisas econômicas sobre o tema no Brasil, baseadas em dados representativos da população do país, só surgiram no final dos anos 60, após a publicação do Censo Demográfico de 1960, e no início da década de 1970, quando foi possível comparar os resultados do Censo de 1960 com os do Censo de 1970. A partir daí, começando pelos trabalhos de Hoffmann e Duarte (1972), Fishlow (1972) e Langoni (1973), cresceu consideravelmente o número de publicações dedicadas à análise de dados cada vez mais recentes e com maior disponibilidade de informações.⁵

Este artigo pretende estudar, com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001, a distribuição de renda na agricultura e analisar os efeitos de alguns determinantes do rendimento agrícola e da respectiva desigualdade, particularmente do capital físico e do capital humano. Para ser mais específico, nosso estudo estimará, ajustando equações de rendimento pelo método dos mínimos quadrados, a influência da área dos empreendimentos agrícolas na renda de todos os trabalhos das pessoas ocupadas no setor primário, além dos efeitos de outros fatores comumente considerados nas análises de regressão: sexo, idade, escolaridade, posição na ocupação, cor, região, situação domiciliar (rural ou urbana) e tempo semanal de trabalho.

Outro objetivo é mostrar que a influência da escolaridade sobre a renda está usualmente superestimada nas equações de rendimento até então ajustadas para a agricultura, para os outros setores de atividade e para a economia brasileira como um todo, porque elas não incluem nenhuma medida adequada para o capital físico. Na primeira seção, apresentaremos evidências em defesa desse argumento. Conforme poderá ser observado, a posição na ocupação, que às vezes é usada como *proxy* para o capital físico, não reflete bem a riqueza dos indivíduos.

5 As informações coletadas nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD), que têm periodicidade anual desde 1971, vêm subsidiando análises mais recentes.

Na seção 2, definiremos a base de dados que será utilizada nas regressões e apontaremos suas principais limitações. As informações sobre a área do empreendimento, por exemplo, não abrangem todas as atividades agrícolas, há dados de empreendimentos com área demasiadamente grande e também existem dados estranhos na cauda inferior da distribuição da terra. Optamos por excluir os empregadores e de conta própria que não têm área declarada na PNAD ou declararam área menor ou igual a 0,05 ha ou área maior ou igual a 10.000 ha.

A seção 3 apresenta as principais características da distribuição da renda e da posse da terra entre as pessoas ocupadas no setor primário. Será assim ressaltada a importância de se conhecer melhor as variáveis responsáveis pela determinação da renda agrícola, para que se possa discutir o desenvolvimento de políticas favoráveis a uma maior equidade e à redução da pobreza na atividade, a qual emprega cerca de 1/5 das pessoas economicamente ativas do país, muitas vivendo abaixo da linha de pobreza.

A seção 4 analisa o efeito do capital físico e do capital humano nos rendimentos dos agricultores e na respectiva desigualdade. Como a PNAD dispõe, desde 1992, de informações sobre a área do empreendimento agrícola, que é uma medida mais precisa da riqueza dos agricultores por conta própria e empregadores do que a posição na ocupação, ajustaremos equações de rendimento para pessoas ocupadas na agricultura, incluindo a área de terra possuída como variável explanatória. Comparando equações ajustadas, incluindo ou não a área dos empreendimentos, analisaremos em quanto o coeficiente e a contribuição marginal da escolaridade podem estar superestimados em modelos que não consideram nenhuma medida do capital físico e em modelos que consideram apenas a posição na ocupação. Com o uso da nova variável explanatória também poderemos obter melhores estimativas do efeito dos outros determinantes da renda.

Acreditamos que nosso trabalho deve ser de interesse para quem quer se aprofundar no conhecimento dos determinantes da renda e da desigualdade, particularmente em relação ao efeito da educação. Também deve ser de interesse para as pessoas preocupadas com o desenvolvimento de políticas favoráveis à redução da desigualdade na distribuição da renda do setor agrícola.

1. Debate sobre a distribuição de renda no Brasil

Os primeiros estudos sobre distribuição de renda no país, baseados em dados representativos da população, ao compararem os resultados do Censo Demográfico de 1960 com os do Censo de 1970, logo chegaram a um amplo consenso: houve um extraordinário aumento da concentração da renda no Brasil durante os anos 60. O índice de Gini subiu de 0,50 para 0,57, entre 1960 e 1970, um acréscimo de 14% (Langoni, 1973a). O Brasil ficou conhecido não só como um dos países com as maiores desigualdades sociais do mundo, mas também como o campeão nesse processo de crescimento da desigualdade em uma década.

O motivo apontado por muitos economistas, entre eles o ex-ministro Delfin Neto, foi o acelerado crescimento econômico quantitativo e qualitativo, marcado pela forte expansão dos setores mais modernos da economia e a presença massiva de novas tecnologias. Consideravam que o comportamento das rendas relativas refletia, primordialmente, o desequilíbrio no mercado de trabalho, no qual a demanda teria beneficiado as categorias mais qualificadas, cuja oferta é mais inelástica, favorecendo ganhos salariais muito acima da média. Com o tempo, esse desvio seria corrigido porque a taxa de crescimento da economia tendia a atingir um valor mais estável e por causa da expansão da oferta de mão-de-obra qualificada, incentivada pelo aumento na rentabilidade privada dos investimentos em educação. O resultado seria a redução da desigualdade.

A relação entre crescimento econômico e distribuição de renda assume assim um formato de “U” invertido, da forma indicada pelos estudos de Kuznets. A fase ascendente da curva significa o desequilíbrio no mercado de trabalho, e a descendente a ação dos mecanismos de ajustamento, corrigindo os desequilíbrios iniciais. Além disso, a concentração de renda não era vista como um problema em si. O grande mal era a pobreza, e o melhor modo de reduzi-la seria por meio de altas taxas de crescimento, que poderiam sofrer efeitos negativos de políticas distributivas.

Toda essa visão tem por matriz analítica a Teoria do Capital Humano, a qual encara a aquisição de educação como uma decisão de investimento, dentro dos marcos do princípio de maximização neoclássico. As pessoas escolhem o seu grau de escolaridade de maneira a tornar máximo o seu

nível de bem-estar ao longo da vida, baseadas em suas preferências individuais e na renda gerada por cada ano de educação formal.

Os argumentos apresentados pelos adeptos da matriz teórica da Teoria do Capital Humano encontraram duas grandes bases de sustentação. A primeira era o próprio crescimento econômico, o qual, mesmo reduzindo a participação relativa da renda dos indivíduos mais pobres, provocou um aumento dos rendimentos absolutos em todos os estratos de renda, diminuindo o nível de pobreza no país. A segunda é o estudo de Langoni (1973a), de grande qualidade acadêmica, pois usa todas as fontes de dados estatisticamente confiáveis da época para testar hipóteses construídas com base na teoria econômica.

De acordo com os coeficientes da sua regressão de renda, que inclui as variáveis escolaridade, sexo, idade, setor de atividade, região e *posição na ocupação*, a primeira variável era o fator de maior impacto sobre os rendimentos dos indivíduos, no Censo Demográfico de 1970, com efeito muito maior do que o de todos os outros fatores.⁶ Langoni (1973a, p. 133) procurou medir a influência das diferenças de acesso à propriedade sobre a desigualdade utilizando a posição na ocupação como *proxy* do capital físico. Sua hipótese básica é de que “diferenças de acesso à propriedade estejam fortemente correlacionadas com discriminação ocupacional, empregado ‘versus’ empregador”. Constatou que o efeito da escolaridade no rendimento não só era muito superior ao da posição na ocupação, como também que a inclusão desta variável na regressão pouco alterava a magnitude das diferenças de renda associadas à educação.⁷

O pequeno efeito da posição na ocupação na renda, para o autor, só veio comprovar duas tendências naturais no processo de desenvolvimento

6 A educação de nível superior resultou em um acréscimo de cerca de 1,98 no logaritmo da renda, o colegial, 1,30, e o ginásio, 0,84. Por outro lado, o efeito de ser “empregador”, em comparação com o “empregado”, representa um acréscimo de 1,10 no logaritmo da renda. A contribuição marginal da escolaridade para a soma de quadrados de regressão, por sua vez, é de 13,38%, quase o dobro da contribuição marginal da segunda colocada, a idade, com 7,69%, e muito maior do que a contribuição da posição na ocupação (2,14%).

7 A mudança mais expressiva foi no coeficiente associado ao ensino primário, cuja redução foi de 5,8%. A contribuição marginal da variável, por sua vez, caiu de 15,43% para 13,38% e o coeficiente de determinação sofreu um pequeno aumento de 57% para 59%.

econômico: a relativa estabilidade na distribuição da riqueza física e a diminuição sistemática da sua importância relativa como determinante da renda total. Tais tendências poderiam ser ilustradas por meio da expansão da participação dos salários e ordenados na renda total de 49%, no triênio 1947/1949, para 51% em 1967/1969, com crescimento em quase todo o período.

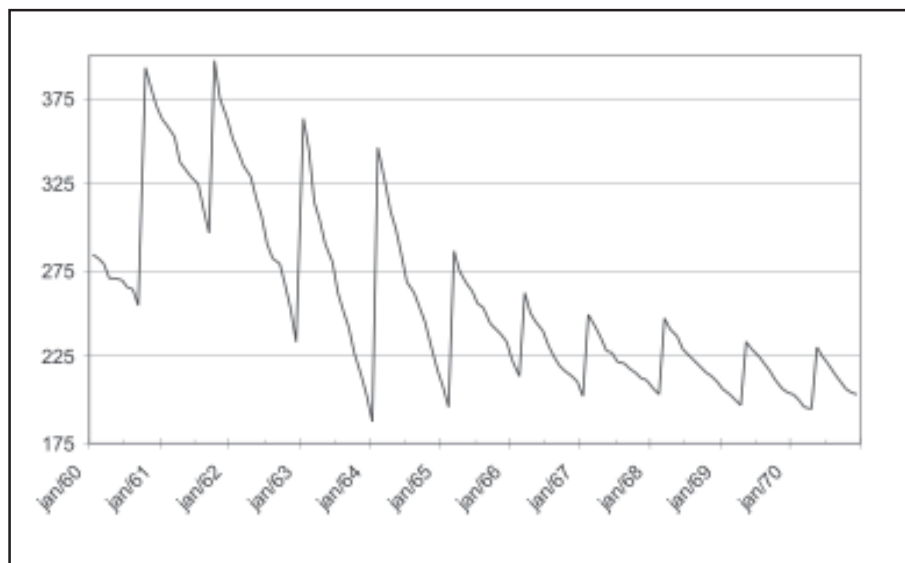
Uma outra corrente de economistas responsabilizou a política econômica do governo militar pelo acelerado processo de concentração da renda na década de 1960 (ver, por exemplo, Hoffmann e Duarte, 1972 e Fishlow, 1972 e 1973). Seu interesse recaía principalmente sobre as políticas de arrocho salarial, perseguição a sindicatos, incentivos fiscais, declínio de impostos diretos, entre outras, as quais teriam uma *maior* parcela de culpa no aumento da desigualdade social do que o crescimento econômico em si.

Este tipo de política, ao privilegiar os lucros, teria elevado a rentabilidade do capital físico, em detrimento da participação relativa da renda dos trabalhadores assalariados. Dados divulgados por Fishlow (1973), por exemplo, ao contrário dos números levantados por Langoni, mostravam um aumento da participação do ganho dos empresários na renda total, durante a década de 1960. Enquanto os salários dos trabalhadores cresceram em 20% de agosto de 1960 até o terceiro trimestre de 1969, os rendimentos dos empregadores se expandiram em 50% (Fishlow, 1973).

As políticas de arrocho salarial e repressão aos sindicatos teriam ampliado as diferenças salariais, pois são mais efetivas para os indivíduos menos qualificados. Uma medida considerada importante é a da contenção do salário-mínimo, cujo valor real apresentava uma notável tendência à queda (ver gráfico 1).⁸ Argumentava-se que ela atingiu, sobretudo, os rendimentos dos empregados situados nos estratos intermediários da distribuição, enquanto praticamente não exercia influência sobre as rendas daqueles em melhor posição na hierarquia salarial, determinadas com pouca rigidez relativa e em boa medida pelo lucro das empresas. A repressão sindical também dificultou a atuação dos sindicatos trabalhistas, especialmente importante para os de menor qualificação, os quais possuíam baixo poder de negociação.

⁸ Nos anos 50 havia uma clara tendência ao aumento do valor real do salário-mínimo. Em janeiro de 1959, ele chegou ao maior valor de sua história: R\$ 418,00 (em reais de julho de 2002).

Gráfico 1. Evolução mensal do valor real do salário-mínimo, de janeiro de 1960 a dezembro de 1970 (em reais)¹



FONTE: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA).

¹SÉRIE EM REAIS (R\$) CONSTANTES DO MÊS DE JULHO DE 2002, ELABORADA PELO IPEA, DEFLACIONANDO-SE O SALÁRIO-MÍNIMO NOMINAL PELO ÍNDICE NACIONAL DE PREÇOS AO CONSUMIDOR (INPC) DO IBGE, A PARTIR DE MARÇO DE 1979. PARA PERÍODOS ANTERIORES, O DEFLATOR UTILIZADO FOI O ÍNDICE DO CUSTO DE VIDA (ICV-RJ) DA FGV.

Pôde-se então inverter a estrutura básica da explicação de Langoni: “As políticas governamentais criaram um contexto no qual as pessoas situadas no cume da distribuição poderiam ganhar, relativamente às que ficavam abaixo: como tal grupo tinha uma instrução considerável, ampliou-se o diferencial de renda por qualificação profissional” (Fishlow, 1973, p. 29). O efeito do ensino formal nos rendimentos pessoais e a importância de uma política educacional para a desconcentração da renda, entretanto, não eram desconsiderados. Apenas hesitava-se em usar sem restrições a Teoria do Capital Humano para explicar um aprofundamento tão grande

na desigualdade social em uma década particularmente turbulenta (Fishlow, 1973).

Fishlow (1973), assim como Langoni, incluiu a posição na ocupação na equação de rendimentos, obtendo resultados bastante parecidos. O fato de um indivíduo ser empregado, autônomo ou empregador pouco explicava as diferenças de renda, enquanto o poder explicativo da escolaridade, dentre os vários fatores que influenciam a desigualdade, foi de quase 42%. A grande diferença é que, para ele, mesmo os dados indicando o contrário, a riqueza talvez desempenhasse um papel importante na concentração da renda, porque a posição na ocupação podia não ser uma *proxy* adequada para o capital físico.

Hoje, quase 30 anos após a publicação do livro de Langoni (1973a), pode-se dizer que suas previsões não foram confirmadas pelos fatos. A forte redução do ritmo de expansão da economia a partir de 1980, inclusive com a queda do PIB *per capita* em alguns períodos, não causou qualquer queda substancial na desigualdade. Além disso, desde o final dos anos 60 houve uma considerável melhora do quadro educacional brasileiro, embora seja legítimo questionar se ela está ocorrendo na velocidade necessária para que o país supere o seu atraso educacional histórico (ver tabela 1). A desigualdade, mesmo assim, aumentou mais um pouco.

Por outro lado, a ênfase atribuída às políticas de salário-mínimo e repressão sindical na explicação do processo de concentração da renda durante os anos 60 pode ser duramente criticada, por três motivos: o grande número de trabalhadores que vivem à margem da legislação trabalhista, porque todos os décimos da distribuição tiveram aumento de renda real, e porque a abertura política e a reconquista da liberdade sindical não tiveram nenhum efeito notório no sentido de diminuir a desigualdade.

Tabela 1 – Evolução do sistema educacional brasileiro – Brasil, 1960 - 1996

Estatística	1960	1970	1980	1990	1991	1996
Média de anos de estudo						
Homem	2,4	2,6	3,9	5,1	–	5,7
Mulher	1,9	2,2	3,5	4,9	–	6,0
Nº de analfabetos						
(mil) ¹	15.965	18.147	18.652	–	19.233	15.560
% de pessoas analfabetas ¹	39,6	33,6	25,4	–	20,1	14,7
Números de matrículas						
(mil)	–	17.814	28.130	–	39.823	46.453
Educação infantil ²	–	374	1.335	–	5.284	5.714
Ensino fundamental	–	15.895	22.598	–	29.204	33.131
Ensino médio	–	1.119	2.819	–	3.770	5.739
Ensino superior	–	425	1.377	–	1.565	1.869

FONTES: MEC/INEP/SEEC/IBGE.

¹ PESSOAS ANALFABETAS NA POPULAÇÃO DE 15 ANOS DE IDADE OU MAIS.

² INCLUI CRIANÇAS MATRICULADAS NA PRÉ-ESCOLA E EM CLASSE DE ALFABETIZAÇÃO.

Um aspecto fundamental da controvérsia é a importância do efeito da escolaridade nas equações de rendimento. Segundo Hoffmann (2000), que utiliza as mesmas variáveis analisadas por Langoni (1973a) mais a cor e o tempo semanal de trabalho, em equação de rendimentos ajustada aos dados da PNAD de 1997, a contribuição marginal da variável educação é de 21,8%, enquanto a contribuição da posição na ocupação é de apenas 4,4%. O coeficiente da escolaridade, na equação geral, mostra que o rendimento esperado cresce 11% para cada ano a mais de estudo. O capital humano continua sendo, na análise de regressão, o maior determinante do rendimento das pessoas.

Se uma variável omitida tem impacto positivo sobre o rendimento e está positivamente correlacionada com variáveis incluídas no modelo, ocorre uma superestimação dos coeficientes e da contribuição marginal das variáveis incluídas no modelo, que estão positivamente correlacionadas à omitida. Hoffmann (2000) chama atenção para a possibilidade de o

coeficiente da educação estar superestimado pela exclusão da variável valor do capital, porque a posição na ocupação pode não refletir a propriedade do capital, tal como afirmou Langoni (1973a). Fortes indícios empíricos podem ser encontrados para a defesa desse argumento. Um microempresário, com um único empregado, vai constar dos dados como empregador, enquanto um executivo e acionista de uma grande companhia aparece como empregado, mesmo tendo muitas ações.

O coeficiente e a contribuição marginal da educação para a soma de quadrados de regressão nas equações de rendimento estimadas por Hoffmann (2000), por sua vez, são bem mais baixos na agricultura do que na indústria e serviços.⁹ Isso pode indicar um menor efeito da escolaridade na determinação da renda dos indivíduos ocupados no setor primário. Uma explicação complementar, para o autor, seria a posição na ocupação refletir melhor a propriedade do capital físico nas atividades agrícolas do que nos setores urbanos, por ser o empregador tipicamente o proprietário da terra, o que levaria a superestimar menos a influência do capital humano nos rendimentos pessoais da agricultura.¹⁰

Tais argumentos *sugerem* a necessidade de uma medida mais adequada para a riqueza dos indivíduos. A mensuração adequada do efeito dos principais determinantes do rendimento individual é importante para a compreensão do processo distributivo e, conseqüentemente, para que se possa discutir o desenvolvimento de políticas favoráveis à redução da desigualdade e pobreza. No Brasil, verifica-se a possibilidade de a influência da escolaridade na renda estar superestimada, tanto nos trabalhos mais antigos da década de 1970, quanto nos estudos mais recentes, por falta de uma medida adequada da riqueza das pessoas.

9 As estimativas de Hoffmann (2000) indicam uma taxa de retorno para cada ano adicional de estudo de 7,6%, na agricultura, 10,4%, na indústria, e de 11,5%, nos serviços. Para pessoas ocupadas na indústria e nos serviços, a contribuição marginal da escolaridade para a soma de quadrados de regressão é de 28,5% e 26,6%, respectivamente, ao passo que a contribuição da posição na ocupação é de 3,9% e 4,2%. Para pessoas ocupadas na agricultura, a contribuição marginal da posição na ocupação é de 14,0%, valor quase duas vezes superior à contribuição da escolaridade, 7,4%.

10 Fishlow (1973) já havia mostrado que o poder explicativo da variável posição na ocupação era muito maior na equação de rendimento para o setor agrícola.

2. Base de dados e suas limitações

Embora se reconheça a boa qualidade dos dados da PNAD, algumas de suas características precisam ser registradas, porque representam restrições que devem ser consideradas nas análises dos resultados obtidos (Corrêa, 1998). Duas são freqüentemente citadas nos estudos sobre distribuição de renda: a ausência de informações sobre o valor da produção para o autoconsumo, que pode ser parte importante da renda real dos pequenos agricultores, e a subdeclaração dos rendimentos mais elevados.¹¹

No caso da população ocupada na agricultura, há outras limitações que precisam ser registradas. Ao não abranger a área rural da região Norte, a PNAD não permite a inclusão de uma área agrícola que, apesar de ser de menor importância, não é desprezível. A coleta dos dados, por sua vez, tem como base uma semana específica de referência, não permitindo “que se capte a variedade das atividades agrícolas no país ao longo do ano” (Corrêa, 1998, p. 38).

Apesar das restrições, a pesquisa revela números importantes para o estudo da desigualdade na distribuição de renda. Neste artigo, são utilizados apenas os dados individuais da PNAD de 2001 para pessoas com atividade única ou principal na agricultura e com informação de valor positivo para o rendimento de todos os trabalhos, excluindo os indivíduos sem informação de idade, escolaridade, posição na ocupação, cor e tempo semanal de trabalho.

Na PNAD, a pergunta sobre a área do empreendimento agrícola é feita para toda pessoa ocupada na semana de referência da pesquisa e cuja atividade principal é empregador ou conta própria na agricultura, silvicultura ou criação de bovinos, bubalinos, caprinos, ovinos ou suínos. De acordo com o Manual de Entrevista da pesquisa, a área do empreendimento pode ser constituída por vários estabelecimentos, mesmo que eles estejam localizados em estados ou municípios distintos. O IBGE recomenda que, se uma pessoa tiver dois ou mais estabelecimentos cujas áreas forem informadas na mesma unidade de medida de superfície, seja registrada

11 A questão da subdeclaração dos rendimentos mais elevados não é específica da PNAD. Ela também acontece no Censo Demográfico (ver Lluch, 1982).

apenas a sua soma, ou seja, a área total do empreendimento. Só se a pessoa der informações em unidades de medida de superfície distintas é que a área de cada estabelecimento deve ser registrada separadamente. Neste caso, como utilizaremos sempre a área do empreendimento, multiplicamos as áreas de cada estabelecimento por sua equivalência em hectares e as somamos.¹²

O conjunto de atividades que tem informação sobre a área dos empreendimentos não abrange todo o setor agrícola, pois são desconsideradas a extração vegetal, pesca, piscicultura, criação de cavalos, entre outras. Ainda assim, de acordo com o estudo de Hoffmann (2001), 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. A fim de contornar esse problema e obter um conjunto de informações mais coerentes e homogêneas das características do processo de formação da renda agrícola, foram excluídos os casos de conta própria e empregadores que não têm área declarada na PNAD ou declararam área maior ou igual a 10.000 ha.

Excluíram-se também aqueles com área menor ou igual a 0,05 ha (500 m²), por causa da presença de dados estranhos na cauda inferior da distribuição (Hoffmann, 2001). Há empreendimentos de 1 m², por exemplo. Pela tabela 2 pode ser observada a evolução da amostra após o uso cumulativo das restrições, classificando as pessoas de acordo com sua posição na ocupação. Depois da aplicação das restrições referentes à área do empreendimento, o número de agricultores por conta própria e empregadores foi reduzido, respectivamente, de 3.801.127 para 3.363.950 (-11,5%) e de 462.485 para 444.265 (-3,9%).

¹² Nota-se que, pelo procedimento utilizado, cada conta própria e empregador tem apenas um empreendimento, o qual pode ser constituído por mais de um estabelecimento.

Tabela 2 – Número de pessoas ocupadas no setor agrícola, após a aplicação cumulativa das restrições¹ – Brasil, 2001

Restrições	Posição na ocupação			
	Empregados	Conta própria	Empregadores	Total
Renda positiva de todos os trab. e com inf. de idade., esc., pos. na ocup., cor e horas trab.	4.174.806 [8.603]	3.80.1127 [7.611]	462.485 [960]	8.438.418 [17.174]
Exclusive conta própria e empregadores sem informação sobre área	4.174.806 [8.603]	3.401.958 [6.785]	446.322 [921]	8.023.086 [16.309]
Exclusive conta própria e empregadores com área ≥ 10.000 ha	4.174.806 [8.603]	3.400.221 [6.780]	444.669 [917]	8.019.696 [16.300]
Exclusive conta própria e empregadores com área ≤ 0,05 ha	4.174.806 [8.603]	3.363.950 [6.703]	444.265 [915]	7.983.021 [16.221]

FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ OS VALORES ENTRE COLCHETES REFEREM-SE AO TAMANHO DA AMOSTRA. OS DEMAIS REPRESENTAM A ESTIMATIVA DA POPULAÇÃO, OBTIDA POR MEIO DO FATOR DE EXPANSÃO.

Não há, na PNAD, uma variável que possa ser usada para medir a riqueza dos empregados. Mesmo para os conta própria e empregadores, a área dos empreendimentos não é uma variável perfeita para medir a posse do capital físico. O valor de um empreendimento agrícola depende de uma série de fatores, tais como qualidade do solo, localização, benfeitorias, entre outros; e não apenas da “quantidade de terra”. As informações sobre área, por sua vez, além de não abrangerem todas as atividades agrícolas, indicam a posse da terra e não necessariamente a propriedade da mesma. A tabela 3 mostra o número de pessoas que declararam ter empreendimento entre 0,05 e 10.000 ha, conforme sua relação com a terra: parceiro, arrendatário, posseiro, cessionário, proprietário e outra condição. Embora a maioria seja proprietária (66%), grande parte não é (34%).

Tabela 3 – Número de pessoas que declararam ter empreendimento agrícola com área entre 0,05 ha e 10.000 ha, conforme sua relação com a terra – Brasil, 2001

Estatística	Parceiro	Arrendatário	Posseiro	Cessionário	Outra condição	Proprietário	Total
AMOSTRA							
Conta própria	598	495	301	805	121	4.383	6.703
Empregadores	34	60	7	18	3	793	915
Total	632	555	308	823	124	5.176	7.618
POPULAÇÃO¹							
Conta própria	301.865	287.552	154.613	427.041	58.135	2.134.744	3.363.950
Empregadores	17.001	31.219	2.559	9.255	1.445	382.786	444.265
Total	318.866	318.771	157.172	436.296	59.580	2.517.530	3.808.215

FORNTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ A ESTIMATIVA FOI OBTIDA UTILIZANDO O FATOR DE EXPANSÃO DE CADA OBSERVAÇÃO FORNECIDO PELO IBGE.

Mas a área do empreendimento 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. A inclusão dessa variável na equação de rendimento melhorará as estimativas dos efeitos dos fatores determinantes da renda agrícola. O problema é que o efeito do capital físico deverá continuar subestimado.

3. Desigualdade na distribuição da renda e da posse da terra na agricultura brasileira

A tabela 4 apresenta as principais características da distribuição da renda agrícola, para o Brasil e para as regiões Norte, Nordeste, Sudeste menos o estado de São Paulo (RJ+ES+MG), Sul, estado de São Paulo e Centro-Oeste. Neste caso específico, a base de dados utilizada não exclui os conta própria e empregadores que não têm área declarada e os que declararam área menor ou igual a 0,05 ha ou a partir de 10.000 ha. O rendimento médio de todos os trabalhos das pessoas ocupadas com atividade principal

no setor agrícola é de R\$ 300,50, valor muito inferior à renda média na indústria (R\$ 580,00) e nos serviços (R\$ 646,30).¹³

Tabela 4 – Principais características da distribuição do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas com trabalho principal na agricultura e com renda positiva, no Brasil e em 6 regiões, de acordo com os dados da PNAD de 2001¹ – Brasil, 2001

Estatística	Brasil	Norte²	Nordeste	MG, ES e RJ	SP	Sul	Centro-Oeste
Pessoas (mil)	8.438	315	3.882	1.485	719	1.396	642
Rdmt. médio	300,5	314,9	180,5	302,6	497,5	415,2	544,1
Percentil 25 ^o	100,0	140,0	77,0	120,0	200,0	150,0	180,0
50 ^o	180,0	185,0	120,0	180,0	280,0	230,0	270,0
75 ^o	280,0	300,0	180,0	280,0	400,0	420,0	400,0
80 ^o	320,0	360,0	200,0	300,0	480,0	500,0	450,0
85 ^o	380,0	430,0	240,0	360,0	600,0	600,0	540,0
90 ^o	500,0	600,0	300,0	496,0	950,0	800,0	770,0
95 ^o	850,0	1.000,0	450,0	800,0	1.800,0	1.250,0	1.500,0
99 ^o	2.500,0	2.500,0	1.500,0	2.500,0	5.100,0	3.000,0	6.000,0
% da renda recebida pelos							
40% mais pobres	10,9	14,1	13,3	13,9	13,1	11,4	11,1
50% mais pobres	16,3	19,9	19,3	19,8	18,2	16,4	15,6
20% mais ricos	61,0	56,2	54,3	57,3	61,1	59,2	65,4
10% mais ricos	47,8	42,2	41,0	44,8	48,7	44,2	55,0
5% mais ricos	37,2	31,1	31,2	35,0	36,3	32,3	45,1
1% mais ricos	18,7	13,0	15,2	19,2	14,3	14,3	24,7
Relação médias 10 ⁺ /40 ⁻	17,6	11,9	12,4	12,9	14,9	15,5	19,8
Índice de Gini	0,561	0,495	0,495	0,512	0,537	0,540	0,596
Dual do T de Theil (U)	0,539	0,421	0,445	0,509	0,490	0,467	0,628

FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ NÃO FORAM EXCLUÍDOS OS CONTA PRÓPRIA E EMPREGADORES QUE NÃO TÊM ÁREA DECLARADA E QUE DECLARARAM ÁREA MENOR OU IGUAL A 0,05 Ha OU MAIOR OU IGUAL A 10.000 Ha. AS ESTIMATIVAS FORAM OBTIDAS MULTIPLICANDO A AMOSTRA PELO FATOR DE EXPANSÃO.

² EXCLUSIVE ÁREA RURAL DE RO, AC, AM, RR, PA E AP.

A situação da desigualdade na agricultura é particularmente grave, porque fixada a renda média, uma maior desigualdade está associada com maior nível de pobreza do que nos demais setores. Dessa forma, é importante conhecer a distribuição da renda agrícola e os principais determinantes dessa distribuição. Uma de suas características é a grande proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos (47,8%) e pelos 5% mais ricos (37,2%). Em média, os 10% mais ricos recebem quase 18 vezes mais do que os 40% mais pobres, que ganham menos de 1 salário-mínimo.¹⁴

Deve ser comum pessoas relativamente ricas na agricultura se considerarem pobres ou pertencentes à classe média. Os agricultores com rendimento acima de R\$ 320,00 (menos de 2 salários-mínimos) estão entre os 20% mais ricos, os com rendimentos superiores a R\$ 500,00 estão entre os 10% mais ricos e os com rendimentos acima de R\$ 850,00 estão entre os 5% mais ricos. Aqueles com ganho maior do que R\$ 2.500,00 estão entre os 1% mais ricos, que ficam com 18,7% da renda total, valor superior à participação da metade mais pobre da população (16,3%).

As diferenças de renda entre as pessoas se associam às diferenças inter-regionais. O rendimento médio dos agricultores *residentes* no Nordeste (R\$ 180,50), região onde, segundo os dados da PNAD, moram cerca de 46% das pessoas ocupadas na agricultura brasileira, é 39,9% menor do que o rendimento médio no Brasil (R\$ 300,50), 63,7% menor do que em São Paulo (R\$ 497,50), 66,8% menor do que no Centro-Oeste (R\$ 544,10) e 56,5% menor do que no Sul (R\$ 415,20). A renda média dos agricultores residentes no Norte (R\$ 314,90) e Sudeste, exceto o estado de São Paulo, (R\$ 302,60) também é substancialmente inferior à dessas três últimas regiões e muito superior à do Nordeste.

As disparidades regionais e as medidas de desigualdade, no entanto, podem estar superestimadas, porque os dados refletem renda monetária

13 As médias de R\$ 580,0 e R\$ 646,3 se referem a renda de todos os trabalhos das pessoas com atividade principal na indústria e serviços, respectivamente, excluindo aquelas sem rendimento ou sem informação de idade, escolaridade, posição na ocupação, cor ou tempo semanal de trabalho.

14 O valor do salário mínimo na semana de referência da PNAD de 2001 era de R\$ 180,00.

e pagamento em espécie. Não é considerada a produção para o autoconsumo, parte importante da renda dos pequenos agricultores, que vivem majoritariamente no Nordeste. Essa causa de subdeclaração dos rendimentos não chega a ser muito importante quando se consideram todos os setores da economia (ver Hoffmann, 1998). A mais importante deve ser a subdeclaração nos estratos mais altos de renda, o que causaria a subestimação das diferenças regionais do país e das medidas de desigualdade. Mas quando se analisa apenas o setor agrícola, a situação deve ser inversa, 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 renda muito elevada, em comparação às obtidas pelas pessoas ocupadas na indústria e nos serviços.¹⁵

Vale lembrar que a PNAD não abrange a zona rural dos estados de Rondônia, Roraima, Acre, Amazonas, Pará e Amapá, e que a pesquisa é feita nos domicílios. Ao “classificar as áreas dos empreendimentos agrícolas nas PNAD conforme unidade da Federação ou regiões do país, é importante ter em mente que se trata da localização da residência do empregador ou conta própria que declarou aquela área, e não da localização geográfica da área. Se, por exemplo, um fazendeiro residente em São Paulo explora propriedades que possui nos estados de São Paulo, Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, toda a área desses estabelecimentos fica, na PNAD, associada ao estado de São Paulo” (Hoffmann, 2001, p. 451).¹⁶

A tabela 5 evidencia a altíssima desigualdade na distribuição da posse da terra no Brasil e em cada uma das seis regiões destacadas acima, caracterizada pela enorme proporção da área total ocupada pelos 10%, 5% e 1% maiores empreendimentos. No país, as proporções da terra ocupada

15 Na agricultura, o valor do 95º percentil da distribuição da renda das pessoas economicamente ativas é de R\$ 850,00, na indústria é de R\$ 1.800,00, e nos serviços é de R\$ 2.000,00. Isso sem considerar a subdeclaração do rendimento.

16 Hoffmann (2001a), citando trabalhos de Sabbato (1976) e Kageyama e Graziano da Silva (1979), assinala que os números do Recadastramento de 1972 mostram que, historicamente, as pessoas residentes ou que têm negócio no estado de São Paulo são os grandes compradores de terra no país. Elas possuíam, naquele ano, 98% da área total cadastrada em São Paulo e 54,8 milhões de hectares em outras unidades da federação.

por essas frações da população na cauda direita da distribuição são, respectivamente, 77,3%, 65,8% e 37,5%. Com uma desigualdade tão elevada, a área média dos 10% maiores empreendimentos é 225,5 vezes maior do que a dos 40% menores, os quais ocupam no máximo 4,0 ha.

Tabela 5 – Principais características da distribuição da área dos empreendimentos agrícolas¹ – Brasil e regiões², 2001

Estadística	Brasil	Norte ³	Nordeste	MG + ES + RJ	SP	Sul	Centro-Oeste
Nº na amostra	7.618	491	3.774	901	170	1.632	650
Nº na população (mil)	3.808	121	1.965	481	143	884	213
Área total (10 ⁶ ha)	1.86,2	16,2	53,8	28,8	11,9	36,9	38,7
Área média (ha)	48,9	133,7	27,4	59,9	82,7	41,7	181,3
Percentil 25 ^a	2,0	10,0	1,0	3,0	4,8	5,0	14,5
(ha) 50 ^a	7,0	50,0	3,0	12,0	14,5	12,0	33,9
75 ^a	24,2	106,5	10,0	38,7	62,9	26,0	96,8
80 ^a	32,0	132,0	15,1	53,2	77,4	31,0	124,0
90 ^a	80,0	300,0	40,0	111,3	182,0	64,0	367,8
95 ^a	169,0	600,0	87,1	193,6	290,4	121,0	900,0
99 ^a	871,2	1.548,8	440,0	900,0	1.452,0	500,0	2.550,0
% da área total dos							
50% menores (50 ⁻)	2,4	5,9	2,3	3,7	3,6	6,9	4,2
10% maiores (10 ⁺)	77,3	59,9	81,5	70,2	66,9	68,4	72,8
5% maiores (5 ⁺)	65,8	43,3	71,2	57,3	52,2	57,9	57,3
1% maiores (1 ⁺)	37,5	16,7	44,8	29,6	25,0	34,5	25,9
Relação 10 ⁺ /40 ⁻	225,5	86,0	218,4	137,3	126,9	62,8	110,0
médias							
Índice de Gini (G)	0,843	0,720	0,869	0,798	0,786	0,756	0,799
Dual do T de Theil (U)	0,857	0,663	0,895	0,797	0,758	0,796	0,784

FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ APENAS EMPREENDIMENTOS COM ÁREAS MAIORES DO QUE 0,05 Ha E MENORES DO QUE 10.000 Ha.

² A DISTRIBUIÇÃO POR REGIÕES SE BASEIA NO LOCAL DE DOMICÍLIO DA PESSOA PESQUISADA.

³ EXCLUSIVE EMPREENDIMENTOS DE PESSOAS RESIDENTES NA ÁREA RURAL DE RO, AC, AM, RR, PA E AP.

Em todas as regiões a área média dos empreendimentos é maior do que a do Brasil (48,9 ha), exceto no Nordeste, onde a média de 27,4 ha é 44,0% inferior à do país e onde a metade dos empreendimentos tem no máximo 3,0 ha. Já as áreas médias dos empreendimentos do Centro-Oeste, 181,3 ha, Norte, 133,7 ha, e do estado de São Paulo, 82,7 ha, estão bem acima da média nacional. Adiante será analisado como o fato de a renda média no Nordeste ser muito inferior às rendas médias das demais regiões está associado às diferenças nas áreas dos empreendimentos agrícolas.

A tabela 6 apresenta dados sobre a distribuição da área dos empreendimentos, conforme a posição de empregador e conta própria. Nota-se que a desigualdade na distribuição da posse da terra está associada a essas duas posições na ocupação. Os empreendimentos dos empregadores têm, em média, 221,0 ha, valor 8 vezes superior à média dos conta própria, 26,2 ha.¹⁷ Por ocuparem áreas tão grandes, não é de surpreender que a renda média dos empregadores (R\$ 1.402,00) seja 5,3 vezes maior do que a dos conta própria (R\$ 266,00) e 6,7 vezes maior do que a dos empregados (R\$ 210,00).

17 Cerca de 86% dos empregadores são proprietários da terra ocupada por seus empreendimentos. No caso dos conta própria, o percentual é de 63% (ver tabela 3).

Tabela 6 – Principais características da distribuição do número e da área dos empreendimentos agrícolas¹ de empregadores e de conta própria – Brasil, 2001

Estatística	Conta própria	Empregador	
Nº na amostra	6.703	915	
Nº na população (mil)	3.364	444	
Área total (10 ⁶ ha)	88,1	98,2	
Área média (ha)	26,2	221,0	
Percentil (ha)	25 ^º	1,8	10,0
	50 ^º	5,0	50,0
	75 ^º	19,4	171,0
	80 ^º	25,0	237,2
	90 ^º	50,0	537,2
	95 ^º	96,0	1.005,0
	99 ^º	300,0	2.500,0
% da área total dos			
	50% menores (50 ⁻)	3,9	3,4
	10% maiores (10 ⁺)	68,3	64,2
	5% maiores (5 ⁺)	55,6	47,0
	1% maiores (1 ⁺)	32,4	17,9
	Relação médias 10 ⁺ /40 ⁻	121,5	147,3
	Índice de Gini (G)	0,787	0,769
	Dual do T de Theil (U)	0,807	0,716

FORTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ APENAS EMPREENDIMENTOS COM ÁREAS MAIORES DO QUE 0,05 Ha E MENORES DO QUE 10.000 Ha.

Sendo assim, se incluirmos na regressão apenas a posição na ocupação como *proxy* para o capital físico, captaremos claramente parte do efeito da área no rendimento agrícola. Mas boa parte desse efeito não será captada, pois há uma enorme desigualdade na distribuição da posse da terra dentro de cada posição na ocupação, sobretudo entre os conta própria, os quais representam quase 90% do total de pessoas com área declarada na amostra: os 50% menores empreendimentos ficam com 3,9% do total da terra ocupada pelos conta própria e os 5% maiores com 55,6%. E tal diferença deve explicar, em alguma medida, a grande desigualdade de renda existente

dentro da categoria dos autônomos e dos empregadores (ver tabela 7). Nota-se que a distribuição de renda entre os empregados é bem mais eqüitativa.

Tabela 7 – Distribuição de renda em cada categoria da variável posição na ocupação – Brasil, 2001¹

Estatística		Empregado	Conta própria	Empregador
Pessoas (mil)		4.175	3.801	462
Rdmto. médio		209,9	265,9	1.402,1
Percentil	25 ^o	120,0	80,0	280,0
	50 ^o	180,0	150,0	600,0
	75 ^o	250,0	280,0	1.500,0
	80 ^o	280,0	320,0	2.000,0
	90 ^o	360,0	540,0	3.000,0
	95 ^o	460,0	854,0	5.000,0
	99 ^o	900,0	2.000,0	12.900,0
	% da renda recebida pelos			
50% mais pobres		26,5	14,8	9,9
10% mais ricos		27,9	44,9	49,3
5% mais ricos		18,3	32,3	35,4
1% mais ricos		7,1	13,5	13,6
Relação médias 10 ⁺ /40 ⁻		6,1	18,2	31,5
Índice de Gini		0,363	0,560	0,632
Dual do T de Theil (U)		0,227	0,481	0,546

FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ SEM AS RESTRIÇÕES RELATIVAS À ÁREA DO EMPREENDIMENTO DE EMPREGADORES E CONTA PRÓPRIA.

A variável área do empreendimento, portanto, servirá para medirmos melhor a posse do capital físico dos agricultores por conta própria e empregadores. Sua inclusão na equação de rendimento certamente nos permitirá obter melhores estimativas dos efeitos dos determinantes da renda agrícola, particularmente da escolaridade.

4. Determinantes da desigualdade de renda na agricultura

As equações de rendimento são ajustadas pelo método dos mínimos quadrados ponderados, usando o fator de expansão associado a cada pessoa da amostra como fator de ponderação. A variável dependente (Y) será o logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas. Grande parte das variáveis explanatórias, por sua vez, será de variáveis binárias, que assumem o valor 1 se o indivíduo pertence a determinado grupo, ou zero, caso não pertença. O uso da função logarítmica é justificado 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 α e β_i são parâmetros e u_j são erros aleatórios heterocedásticos com as propriedades usuais.

São consideradas as seguintes variáveis explanatórias:

a) escolaridade, variando de zero (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de um 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. Alternativamente, em um dos modelos estimados, a escolaridade da pessoa foi representada por 15 variáveis binárias, considerando como base as pessoas sem instrução ou com menos de um ano de estudo;

b) 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 a idade e idade ao quadrado forem indicados por β_1 e β_2 , respectivamente, deve-se ter $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ e então o valor esperado de Y (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa for igual a $-\beta_1/(2\beta_2)$;

c) uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para mulheres;

d) duas variáveis binárias para distinguir três posições na ocupação no trabalho principal: empregado (tomado como base), conta própria e empregador;

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) uma variável binária para diferenciar a condição na unidade domiciliar, que assume valor 1 para a pessoa de referência na família e valor zero para o cônjuge, filhos e outros;

h) 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;

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) que assume valor zero para os empregados e valor 1 para as outras duas posições na ocupação.

A equação do modelo mais completo, o qual considera a área dos empreendimentos agrícolas, é:

Nota-se que a maneira de incluir o logaritmo da área é diferente da inclusão das outras variáveis explanatórias. Ele só entra multiplicado por Z , que é uma variável binária que assume valor igual a zero se o indivíduo é empregado, e valor igual a 1 se é empregador ou conta própria. Considera-se $Z \ln(Area) = 0$ quando a área é igual a zero e $Z=0$, ou seja, quando o indivíduo é empregado.

Estimamos então quatro equações de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura, as quais diferem pela inclusão, ou não, da posição na ocupação e da área dos empreendimentos agrícolas, e pela maneira de captar o efeito da escolaridade. Na primeira, não é considerada nenhuma *proxy* para o capital físico (modelo 1). Na segunda, a única *proxy* para o

capital físico, incluída na regressão, é a posição na ocupação (modelo 2). Na terceira, além desta variável, considera-se o logaritmo neperiano da área multiplicado por Z (modelo 3). A quarta equação só difere da terceira pelo fato de a escolaridade ser representada por 15 variáveis binárias (modelo 4).

O uso do *logaritmo* da área se justifica pela característica da distribuição fundiária, a qual é muito assimétrica. Além disso, foi a maneira que levou ao melhor ajustamento dos modelos 3 e 4. Experimentamos utilizar a área sem estar na forma logarítmica e os resultados foram bem piores: os coeficientes de determinação foram de 0,386 e 0,388, respectivamente.

A tabela 8 apresenta os coeficientes das regressões. 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. Para a escolaridade, quando ela é representada por uma única variável, é informado o acréscimo percentual no rendimento esperado produzido por cada ano adicional de estudo, ou seja, a taxa de retorno do fator.

Tabela 8 – Equações de rendimento estimadas para pessoas ocupadas na agricultura brasileira – Brasil, 2001

Variável	Modelo 1 – sem posição na ocupação e área		Modelo 2 – incluindo posição na ocupação		Modelo 3 – incluindo posição na ocupação e área		Modelo 4 – idem, com escolaridade representada por 15 var. binárias	
	Coefficientes	Renda esperada ¹	Coefficientes	Renda esperada ¹	Coefficientes	Renda esperada ¹	Coefficientes	Renda esperada ¹
Constante	1,9622		2,0164		2,1498		2,1880	
Sexo feminino	-0,2044	-18,5	-0,1997	-18,1	-0,1615	-14,9	-0,1620	-15,0
Idade/10	0,3176		0,3210		0,3140		0,2977	
(Idade/10) ²	-0,0278		-0,0308		-0,0326		-0,0311	
Escolaridade	0,0899	9,4	0,0708	7,3	0,0603	6,2	Ver nota 2	
Cor: Indígena	-0,0654 ns	-6,3	-0,0072 ns	-0,7	0,0632 ns	6,5	0,0604 ns	6,2
Preta	-0,1580	-14,6	-0,1220	-11,5	-0,0841	-8,1	-0,0825	-7,9
Amarela	0,7024	101,9	0,5618	75,4	0,5542	74,1	0,5550	74,2
Parda	-0,1600	-14,8	-0,1344	-12,6	-0,1036	-9,8	-0,1026	-9,8
log (horas trab./semana)	0,5177		0,5170		0,5125		0,5130	
Pessoa de refer. na fam.	0,2166	24,2	0,2006	22,2	0,1995	22,1	0,1996	22,1
Região: Norte	0,4201	52,2	0,3998	49,2	0,2369	26,7	0,2440	27,6
RJ + ES + MG	0,2540	28,9	0,2477	28,1	0,1938	21,4	0,1941	21,4
SP	0,5749	77,7	0,5952	81,3	0,5562	74,4	0,5598	75,0
Sul	0,3469	41,5	0,4006	49,3	0,3208	37,8	0,3222	38,0
Centro-Oeste	0,5921	80,8	0,5932	81,0	0,4666	59,5	0,4709	60,1

Variável	Modelo 1 – sem posição na ocupação e área		Modelo 2 – incluindo posição na ocupação		Modelo 3 – incluindo posição na ocupação e área		Modelo 4 – idem, com escolaridade representada por 15 var. binárias	
	Coefficientes	Renda esperada ¹	Coefficientes	Renda esperada ¹	Coefficientes	Renda esperada ¹	Coefficientes	Renda esperada ¹
Posição na ocupação:								
Conta própria	-0,0748	-7,2	-0,3702	-30,9	-0,3685	-30,8		
Empregador	0,9371	155,3	0,3294	39,0	0,3178	37,4		
[log (área)] . Z			0,1815		0,1797			
Domicílio rural	-0,0931	-8,9	-0,1008	-9,6	-0,0987	-9,4		
Número de observações	16 221		16 221		16 221			
R ²	0,323		0,374		0,416			

FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

OBS.: A NOTAÇÃO *ns* ASSINALA OS COEFICIENTES QUE NÃO SÃO ESTATISTICAMENTE DIFERENTES DE ZERO AO NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA DE 5%.

¹ DIFERENÇA PERCENTUAL ENTRE OS RENDIMENTOS ESTIMADOS DA CATEGORIA CONSIDERADA E DA CATEGORIA TOMADA COMO BASE.

² OS COEFICIENTES DAS 15 VARIÁVEIS BINÁRIAS PARA ESCOLARIDADE, TENDO POR BASE AS PESSOAS SEM INSTRUÇÃO OU COM MENOS DE 1 ANO DE ESTUDO. SÃO: 0,0354 NS, PARA 1 ANO DE ESTUDO; 0,1267, PARA 2 ANOS; 0,1543, PARA 3 ANOS; 0,2738, PARA 4 ANOS; 0,2878, PARA 5 ANOS; 0,3482, PARA 6 ANOS; 0,2676, PARA 7 ANOS; 0,4096, PARA 8 ANOS; 0,3723, PARA 9 ANOS; 0,4441, PARA 10 ANOS; 0,77429, PARA 11 ANOS; 0,8453, PARA 12 ANOS; 0,7650, PARA 13 ANOS; 1,2933, PARA 14 ANOS; E 1,2100, PARA 15 ANOS OU MAIS DE ESTUDO.

O efeito da escolaridade sobre o logaritmo do rendimento, vale destacar, se torna mais intenso a partir de 10 anos de estudo (ver nota 2 da tabela 8).¹⁸ Apesar disso, o modelo 4, no qual não se fixa a forma da relação entre escolaridade e rendimento, apresenta um coeficiente de determinação (0,418) apenas um pouco maior do que o do modelo 3 (0,416). Verifica-se que a mudança na maneira de captar o efeito da escolaridade afeta pouco as estimativas dos coeficientes das demais variáveis explanatórias.

Também ajustamos uma equação de rendimentos sem a variável área do empreendimento e com a posição na ocupação, na qual não foram excluídos conta própria e empregadores em decorrência de problemas na declaração da área do empreendimento. Neste caso, o número de observações aumenta de 16.221 para 17.174. Os resultados mostram que isso não chega a alterar substancialmente os efeitos dos determinantes da renda, com exceção da variável sexo.¹⁹

A tabela 9 registra a contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados de regressão, isto é, para a explicação das variações no logaritmo da renda de todos os trabalhos das pessoas com atividade principal na agricultura, nos permitindo avaliar sua importância relativa em cada modelo. Nota-se que a inclusão da área na equação de rendimentos reduz a contribuição marginal de todos os determinantes da renda agrícola, exceto da situação do domicílio.

O efeito da educação sobre a renda agrícola diminui substancialmente com a inclusão da posição na ocupação na regressão. A taxa de retorno para cada ano adicional de estudo é de 9,4%, no modelo 1. No modelo 2, ela é de 7,3%. Esse resultado mostra que o coeficiente da escolaridade estava viesado na equação em que não era considerada nenhuma *proxy*

18 Introduzindo, no modelo 3, uma variável que capta a mudança na taxa de retorno da escolaridade a partir de 10 anos de estudo, estima-se que essa taxa de retorno é de 5,7% ao ano até 10 anos e é de 10,9% ao ano a partir dos 10 anos de estudo.

19 Os coeficientes estimados para as diversas variáveis explanatórias são: sexo feminino, -0,2420, idade/10, 0,3207, (idade/10)², -0,0308, escolaridade, 0,0711, log (horas trab./sem.), 0,5197, conta própria, -0,0749, empregador, 0,9458, índio, -0,0237115, negro, -0,1241, amarelo, 0,5305, pardo, -0,1306, pessoa de referência na família, 0,1942, região Norte, 0,3787, MG + ES + RJ, 0,2515, São Paulo, 0,5927, Sul, 0,4060, Centro-Oeste, 0,5933, domicílio rural, -0,0753. O coeficiente de determinação é de 0,388.

para o capital físico. O valor da contribuição marginal da escolaridade, por sua vez, se reduz a menos da metade.

Tabela 9 – Contribuição marginal de cada fator da tabela 8 para a soma de quadrados da regressão

Variável	Modelo 1 sem posição na ocupação e área	Modelo 2 incluindo posição na ocupação	Modelo 3 com posição na ocupação e área	Modelo 4 idem, com 15 binárias para escolaridade
Sexo	1,0%	0,9%	0,5%	0,5%
Idade	4,5%	2,7%	2,0%	1,7%
Escolaridade	19,2%	9,5%	6,1%	6,5%
Cor	2,1%	1,2%	0,7%	0,7%
Horas trab./semana	10,7%	9,2%	8,1%	8,0%
Pessoa de refer. na fam.	1,9%	1,4%	1,2%	1,2%
Região	13,2%	11,5%	7,1%	7,0%
Posição na ocupação		13,7%	9,9%	9,4%
[log (área)] . Z			10,2%	9,9%
Domicílio rural	0,6%	0,3%	0,5%	0,5%

FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹A CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DO CAPITAL FÍSICO (POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO E LOGARITMO DA ÁREA MULTIPLICADO POR Z) É DE 22,5%, NO MODELO 3, E 21,3%, NO MODELO 4.

Comparando os coeficientes do modelo 2 com os do modelo 3, também podemos observar a superestimação do efeito da educação na renda, no modelo em que só é considerada a posição na ocupação como *proxy* para o capital físico. Ao incluirmos a área do empreendimento na regressão, a taxa de retorno para cada ano adicional de estudo cai de 7,3% para 6,2%. Outro resultado importante é a redução de 36% na contribuição marginal da escolaridade. No modelo 4, no qual o efeito da escolaridade é captado por meio de 15 variáveis binárias, sua contribuição marginal aumenta um pouco, mas ainda é 32% inferior à contribuição observada no modelo 2.

Pode-se argumentar que a posição na ocupação e a área do empreendimento são variáveis dependentes do rendimento e de outras características da pessoa. Outra possibilidade é considerar a posição na ocupação e

a área do empreendimento como variáveis endógenas do processo de determinação do rendimento. Nestes casos, não caberia incluí-las entre as variáveis explanatórias da equação de rendimento. Tal inclusão é que estaria levando a subestimar o efeito da escolaridade.

A maior escolaridade de fato pode, em algumas circunstâncias, levar um empregador ou conta própria na agricultura a aumentar a área do seu empreendimento. Mas na agricultura brasileira a posse da terra apresenta alto grau de hereditariedade, fazendo com que na maioria dos casos a área “potencial” de um empreendimento já estivesse determinada antes mesmo que o “empreendedor” completasse sua escolaridade. É certo que a realidade socioeconômica é complexa e nenhum modelo a reflete exatamente. No entanto, o modelo 3 parece captar melhor do que o modelo 2 a influência da educação nos rendimentos das pessoas ocupadas na agricultura brasileira.

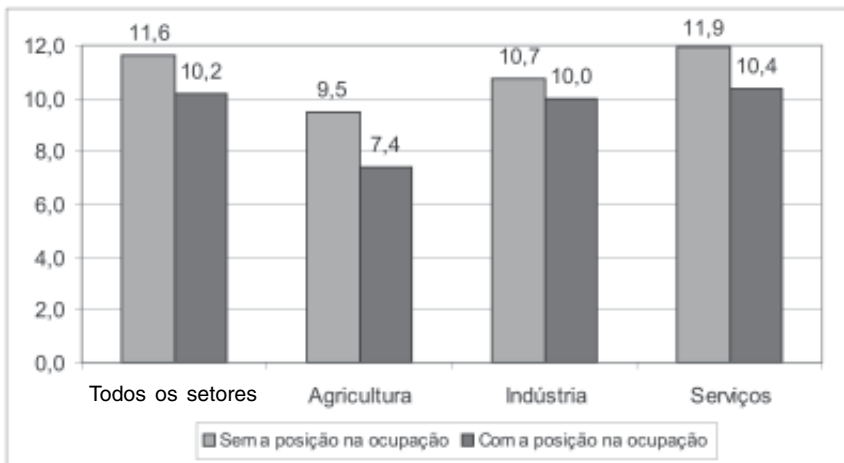
Não é demais afirmar que a queda do coeficiente e da contribuição marginal da escolaridade também *sugere* uma superestimação da influência da educação sobre a renda nas equações até então ajustadas para os outros setores de atividade e para a economia brasileira como um todo. No item 3, verificou-se que a desigualdade na distribuição da posse da terra está associada à posição de empregador e conta própria, e que há uma enorme concentração fundiária dentro de cada uma dessas duas categorias, cujo efeito pode apenas ser captado por meio da inclusão de uma nova medida do capital físico na regressão: a área dos empreendimentos agrícolas.

Nesse sentido, as equações de rendimentos ajustadas na literatura, mesmo quando consideram a posição na ocupação, não podem captar a influência da riqueza sobre a renda dentro de cada categoria de posição na ocupação, superestimando o efeito da escolaridade. A superestimação *pode* ser ainda maior quando se trata da indústria e dos serviços. Conforme salientamos no item 1, o coeficiente e a contribuição marginal da educação são mais baixos na agricultura, o que pode indicar um menor efeito da escolaridade na determinação da renda dos indivíduos ocupados no setor primário. Uma outra explicação seria a posição na ocupação refletir melhor a propriedade do capital físico nas atividades agrícolas do que nos setores tipicamente urbanos.

Na agricultura, o nível de renda dos empregadores é bem superior ao das demais categorias e a condição usual para ser membro dessa categoria é possuir uma grande quantidade de terra. A área média dos empreendi-

mentos dos empregadores é de 221 ha e a dos conta própria é de 26,2 ha. A posição na ocupação está claramente associada à posse do capital físico. Essa associação não nos parece ser tão evidente nos setores secundário e terciário.²⁰ Além disso, a taxa de retorno da escolaridade, quando acrescentamos a posição na ocupação nas equações de rendimentos, cai muito mais na agricultura do que nos outros setores de atividade e na economia brasileira como um todo, tanto em valor percentual quanto em valor absoluto (gráfico 2).

Gráfico 2 – Taxa de retorno da escolaridade em regressões dentro de cada setor de atividade, incluindo ou não a posição na ocupação – Brasil, 2001¹



FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ A METODOLOGIA USADA EM TODAS AS REGRESSÕES É PARECIDA COM A UTILIZADA PARA OBTER AS EQUAÇÕES DA TABELA 8. A EQUAÇÃO PARA O SETOR AGRÍCOLA FOI ESTIMADA SEM EXCLUIR OS CONTA PRÓPRIA E EMPREGADORES QUE NÃO TÊM ÁREA DECLARADA E QUE DECLARARAM ÁREA MENOR OU IGUAL A 0,05 Ha OU MAIOR OU IGUAL A 10.000 Ha. NA EQUAÇÃO PARA AS PESSOAS OCUPADAS EM TODOS SETORES, ACRESCENTAMOS DUAS VARIÁVEIS BINÁRIAS PARA DISTINGUIR OS TRÊS SETORES DE ATIVIDADE: AGRICULTURA, INDÚSTRIA E SERVIÇOS.

²⁰ No item 1, já assinalamos que um microempresário com um único empregado vai constar dos dados como empregador, enquanto um executivo e acionista de uma grande empresa é considerado empregado, mesmo tendo muitas ações.

Apesar das evidências de superestimação da influência da escolaridade no rendimento, não há como negar que a educação é um determinante importantíssimo da renda. Indivíduos melhor qualificados tendem a ganhar mais. Também não se pode negar que o impacto da educação nos rendimentos deve ser menor no setor agrícola, em que a mão-de-obra é relativamente menos qualificada e mais homogênea.

A tabela 10 apresenta a composição da população ocupada em cada setor conforme cinco categorias educacionais: analfabeto ou com menos de 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 nível superior (12 ou mais anos de estudo). Do total de pessoas com atividade única ou principal na agricultura, cerca de 35% têm escolaridade inferior a um ano e aproximadamente 45% têm pelo menos parte do ensino primário (ver tabela 10). Cerca de 80% dos agricultores, portanto, sequer chegaram ao ginásio. Nos outros setores a escolaridade é bem mais alta.

Tabela 10 – Composição da população ocupada em cada setor, conforme cinco categorias educacionais – Brasil, 2001¹

Nível de instrução	Total	Agricultura ²	Indústria	Serviços
Inferior a 1 ano	10,4	34,6	8,5	6,1
Primário	25,4	45,4	27,9	20,4
Ginásio	26,7	15,0	32,5	27,0
Colegial	25,8	4,1	24,3	30,9
Superior	11,7	0,9	6,8	15,6

FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ OS DADOS SE REFEREM À OCUPAÇÃO ÚNICA OU PRINCIPAL DA PESSOA. SÃO CONSIDERADOS TODOS OS INDIVÍDUOS OCUPADOS COM INFORMAÇÃO DE VALOR POSITIVO PARA O RENDIMENTO DE TODOS OS TRABALHOS NA PNAD, EXCLUINDO AQUELES SEM INFORMAÇÃO DE IDADE, ESCOLARIDADE, POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO, COR E TEMPO DE TRABALHO. NAS ESTIMATIVAS, FOI UTILIZADO O FATOR DE EXPANSÃO ASSOCIADO A CADA PESSOA DA AMOSTRA.

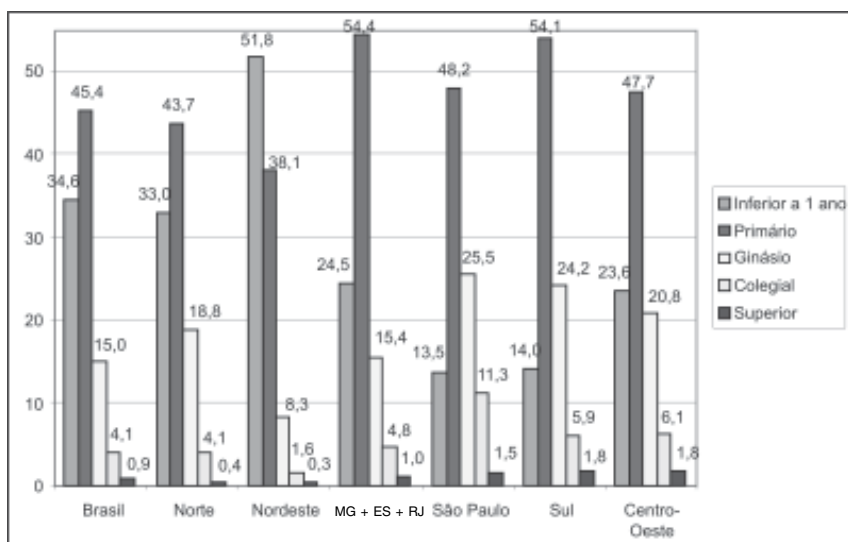
² SEM AS RESTRIÇÕES RELATIVAS À ÁREA DO EMPREENDIMENTO DE EMPREGADORES E CONTA PRÓPRIA.

Observa-se que a situação educacional no setor agrícola é muito ruim, o que dificulta a obtenção de emprego nos setores urbanos pelos agricultores em caso de abandono da atividade. A pior situação é a do Nordeste,

onde pouco mais da metade das pessoas ocupadas no setor agrícola não completou o primeiro ano de estudo e quase 90% deles não começaram o ginásio (ver gráfico 3). As regiões onde os agricultores freqüentaram por mais tempo o banco escolar são o Sul e o estado de São Paulo. Mesmo assim, o nível de escolaridade é bem inferior ao das pessoas ocupadas nos setores secundário e terciário em todo o país.

A demanda por mão-de-obra qualificada tende a aumentar quando passamos de economias tradicionais para economias modernas. Mas boa parte da diferença de escolaridade entre os ocupados no setor primário e os ocupados nos setores secundário e terciário resulta das dificuldades de as pessoas residentes no campo continuarem estudando, seja por causa do acesso ruim à escola, seja pela entrada precoce no mercado de trabalho. Tais motivos também explicam parte das diferenças regionais em relação ao desempenho educacional dos agricultores. O acesso à educação no meio rural nordestino, via de regra, é pior do que em São Paulo e no Sul.

Gráfico 3 – Composição da população ocupada na agricultura em seis regiões brasileiras, conforme a categoria educacional. Brasil, 2001¹



FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ SEM AS RESTRIÇÕES RELATIVAS À ÁREA DO EMPREENDIMENTO DE EMPREGADORES E CONTA PRÓPRIA.

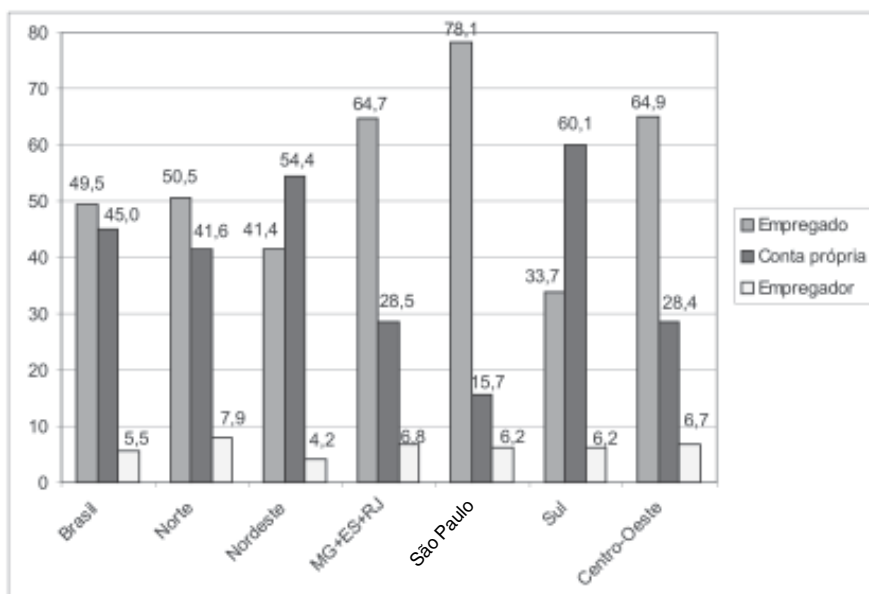
A área dos empreendimentos é uma medida mais precisa do capital físico dos agricultores por conta própria e empregadores do que uma variável binária para distinguir as duas posições na ocupação. Isso pode ser demonstrado ajustando-se equações de rendimentos em que são excluídos os empregados. Ney e Hoffmann (2002) analisaram os coeficientes e as contribuições marginais de duas regressões de renda as quais consideram apenas os agricultores por conta própria e empregadores, uma incluindo o logaritmo neperiano da área, a outra não. A inclusão aumentou o coeficiente de determinação de 42,2% para 46,5%; e a contribuição marginal do fator área para a soma dos quadrados da regressão (9,2%) é superior à da posição na ocupação.

A importância das diferenças na área dos empreendimentos na parcela explicada da renda, nas regressões para todas as pessoas ocupadas na agricultura, é de 10%, o maior índice entre todos os fatores analisados (ver tabela 9). A contribuição marginal do capital físico controlado pela pessoa, medido pela área e pela posição na ocupação, é de 22,5% (modelo 3). 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 a renda esperada em 0,18%, em média. De acordo com esse valor e o coeficiente dos conta própria (no modelo 3), para a renda esperada de um produtor autônomo ser igual ao ganho esperado dos empregados, a área de seu empreendimento teria de ter 7,7 ha, valor superior à posse de terra de mais de 55% dos conta própria. A renda dos autônomos, porém, deve estar muito subestimada por causa da produção para o autoconsumo, cujo valor não é informado na PNAD.

Com a inclusão da área do empreendimento na regressão, há uma forte redução do valor do rendimento esperado dos agricultores residentes em cada região em relação ao Nordeste, o qual é tomado como base. A queda já era prevista, pois a área média dos empreendimentos das pessoas residentes no Nordeste é muito inferior à de todas as outras regiões (ver tabela 5). Mesmo assim, a região é um condicionante importante do rendimento agrícola por causa dos diferenciais de nível técnico, produtividade e padrões regionais de salário, entre outros aspectos ligados às disparidades regionais (Corrêa, 1998).

Mas vale ressaltar que a renda agrícola no Nordeste deve estar mais subestimada do que nas outras regiões. O gráfico 4 mostra a distribuição das pessoas ocupadas na agricultura em três categorias de posição na ocupação. Entre as pessoas residentes no Sul, no Nordeste e nas áreas urbanas do Norte, a participação dos conta própria é muito elevada. No estado de São Paulo, no restante do Sudeste e no Centro-Oeste, a participação dos empregados é bem maior. Tais números refletem a presença de dois tipos básicos de agricultura: nas três primeiras regiões prevalece a produção familiar, enquanto que nas três últimas há uma presença marcante da grande empresa capitalista.

Gráfico 4 – Composição das pessoas ocupadas na agricultura, segundo a posição na ocupação, no Brasil e por região – Brasil, 2001¹



FONTE: ELABORAÇÃO DOS AUTORES.

¹ SEM AS RESTRIÇÕES RELATIVAS À ÁREA DO EMPREENDIMENTO DE EMPREGADORES E CONTA PRÓPRIA.

Onde há uma presença marcante da grande empresa capitalista na *agricultura*, o grau de mercantilização da economia é mais elevado. O acesso aos bens de consumo depende basicamente do poder de compra e a renda

monetária reflete melhor a renda real da população. No Nordeste, onde há maior presença da pequena agricultura familiar, uma grande parte da demanda deve ser suprida pela produção para o autoconsumo, cujo valor não é informado na PNAD.

Podemos ainda observar, na tabela 8, uma considerável queda dos coeficientes relativos à cor preta e à parda e ao sexo feminino, com a inclusão da área do empreendimento. Eles também estavam superestimados nos modelos 1 e 2, porque a regressão não considera o fato de as pessoas brancas e os homens possuírem mais terra. A área média dos empreendimentos dos homens é de 51 ha, das mulheres, 27,4 ha, dos brancos, 66 ha, dos negros, 15,2 ha, e dos pardos, 32,8 ha. Mesmo assim, os resultados do modelo 3 são coerentes com a existência de discriminações contra as mulheres e as pessoas de cor preta e parda.

5. Conclusão

Este trabalho analisou as principais características da distribuição da renda no setor primário e buscou conhecer os efeitos de alguns dos determinantes da renda agrícola, particularmente do capital humano e do capital físico. Também procuramos mostrar que a magnitude dos coeficientes da escolaridade e o peso de sua contribuição marginal está, em geral, superestimada nas equações de rendimentos ajustadas, pela ausência de uma variável que meça de forma adequada a riqueza das pessoas.

Os resultados obtidos revelam uma grande desigualdade na distribuição de renda na agricultura: os 10% dos agricultores mais ricos recebiam, em 2001, 47,8% da renda total do setor primário e os 5% mais ricos recebiam 37,2% desse mesmo total, mais do que o dobro da parcela apropriada pelos 50% mais pobres (16,3%). O índice de Gini é de 0,561. A desigualdade na agricultura é particularmente grave. Além de ela ser alta, o ganho médio das pessoas ocupadas na atividade é muito baixo se comparado ao ganho médio das pessoas ocupadas nos demais setores de atividade. Uma maior concentração do rendimento está assim associada a um maior nível de pobreza de forma mais acentuada do que na indústria e nos serviços.

De acordo com as equações de rendimentos estimadas, os dois principais condicionantes da desigualdade de renda entre os agricultores são a posição na ocupação e a área do empreendimento agrícola, as duas variáveis utilizadas para medir a riqueza das pessoas. Em seguida vem o tempo semanal de trabalho, região e escolaridade. A contribuição das outras variáveis é muito menor. No modelo em que consideramos apenas a posição na ocupação como *proxy* para o capital físico, seu efeito é bem maior do que os efeitos das outras variáveis.

Nas regressões até então ajustadas para pessoas ocupadas na indústria, nos serviços e na economia brasileira como um todo, a importância da escolaridade na determinação da renda é muito maior do que a dos demais fatores, mesmo quando se considera o efeito da posição na ocupação. Uma possível explicação, ressaltada por Hoffmann (2000), é que a posição na ocupação pode refletir melhor a riqueza das pessoas ocupadas no setor primário do que nos demais setores de atividade, porque na agricultura o empregador é tipicamente o proprietário da terra. Mesmo havendo tal possibilidade, não podemos negar que o efeito da educação na renda agrícola deve ser realmente menor, pois sua mão-de-obra é bem menos qualificada e mais homogênea.

O capital físico é a variável mais importante para explicar a conformação da renda na agricultura. Isso mostra a importância de políticas a favor da redução da desigualdade na distribuição da posse da terra para diminuir a desigualdade de rendimentos dentro do setor, em combinação com uma regulamentação mais eficiente das relações de trabalho no setor. A distribuição da área dos empreendimentos agrícolas, conforme pôde ser observado, está muito concentrada. Os 1% e 5% maiores empreendimentos ficam, respectivamente, com 37,5% e 65,8% da área total ocupada pelos empreendimentos agrícolas, ao passo que os 50% menores ocupam apenas 2,4% da área total. O valor do índice de Gini é de 0,843.

Uma das principais novidades deste estudo foi a inclusão, nas equações de renda para pessoas ocupadas no setor primário, da variável área do empreendimento agrícola, que serve para medir melhor o capital físico dos agricultores por conta própria e empregadores. Embora a distribuição da posse da terra esteja associada à posição na ocupação, há uma enorme desigualdade na distribuição da área do empreendimento dentro das

categorias de conta própria e empregador, a qual deve explicar boa parte da grande desigualdade de renda dentro de cada uma dessas duas categorias. Os 50% menores empreendimentos dos autônomos, por exemplo, ficam com 3,9% do total da terra ocupada pela categoria e os 5% maiores ficam com 55,6%.

A inclusão da nova variável aumentou o coeficiente de determinação do modelo de 0,374 para 0,416. O efeito da escolaridade na renda, por sua vez, caiu consideravelmente, o que indica que havia superestimação do efeito da educação no modelo em que só a posição na ocupação é considerada como *proxy* para o capital físico. Não é demais afirmar que a queda sugere a superestimação do coeficiente e da contribuição marginal da escolaridade nas equações de rendimentos ajustadas para os outros setores de atividade, porque a desigualdade na posse do capital físico dentro de cada categoria da posição na ocupação também não é captada. Para captá-la, seria necessário utilizar informações mais precisas sobre a riqueza das pessoas ocupadas na indústria e nos serviços, as quais não estão disponíveis nas PNAD nem nos Censos Demográficos.

Se a posição na ocupação for uma medida mais adequada do capital físico na agricultura do que na indústria e nos serviços, tal como sugeriu Hoffmann (2000), a superestimação da influência da escolaridade na renda seria ainda maior em equações ajustadas para os dois últimos setores e para a economia brasileira como um todo. Entre os agricultores, a posição na ocupação está claramente associada à riqueza. A condição usual para ser empregador é possuir muita terra. Acreditamos que essa associação seja bem mais fraca nos outros setores de atividade. Fortes indícios empíricos podem ser encontrados para a defesa desse argumento. Um executivo e acionista de uma grande empresa aparece nos dados da PNAD como empregado, enquanto um microempresário com um único empregado é considerado empregador.

A superestimação do efeito da escolaridade nas equações de rendimentos pode levar a um exagero na avaliação da eficácia de uma política de democratização do acesso ao ensino na redução da desigualdade na distribuição da renda. De qualquer maneira, a educação, seja na agricultura, seja nos outros setores de atividade, é, sem dúvida, um dos principais determinantes da renda. A expansão do sistema de ensino, aliada a uma

redução da heterogeneidade educacional, representa um instrumento bastante eficaz no combate à desigualdade e pobreza no Brasil. A educação, por sua condição de ativo “não-transferível”, é um ativo de distribuição mais fácil do que a maioria dos ativos físicos (Barros *et al*, 2002).²¹ Ela ainda aumenta a produtividade do trabalho, contribuindo para o crescimento econômico e para o aumento de salários.

Referências bibliográficas

- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. *A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil*. Texto para Discussão, nº 800. Rio de Janeiro, Ipea, 2001.
- _____. *Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil*. Texto para discussão nº 857. Rio de Janeiro, Ipea, 2002.
- BONELLI, R.; RAMOS, L. “Distribuição de Renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70”. *Revista de Economia Política*. São Paulo, 13 (2): 76-97, abr./jun., 1993.
- CORRÊA, A. J. *Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira*. Piracicaba, Editora Unimep, 1998.
- FERREIRA, F. H. G. “Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional?” In: R. Henriques (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro, Ipea, 2000.
- FISHLOW, A. “Brazilian Size Distribution of Income”. *The American Economic Review*, V. LXVII (2): 391-402, may/1972.
- _____. “Distribuição de renda no Brasil: um novo exame”. *Dados*. Rio de Janeiro, n. 11, 1973.
- HOFFMANN, R. “Equações de rendimento para pessoas ocupadas no Brasil: contrastes regionais e setoriais”. *Anais do XXXVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Poços de Caldas, 1998.
- _____. “Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil”. In: R. Henriques (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: J. C. Conceição e J. G.

21 A educação é um bem que “pode ser reproduzido e geralmente é ofertado à população pobre por meio da esfera pública” (Barros *et al*, 2002).

- Gasques, *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília, 2001.
- HOFFMANN, R; DUARTE, J. C. “A distribuição da renda no Brasil”. *Revista de Administração de Empresa*. Rio de Janeiro, abr./jun. 1972.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Manual de entrevista da pesquisa básica*. PNAD – 1995.
- KAGEYAMA, A.; GRAZIANO DA SILVA, J. “A propósito da expansão da agricultura paulista”. *Boletim Paulista de Geografia*. Associação de Geógrafos Brasileiros – Regional de SP, n. 56, 1979.
- LANGONI, C. G. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973a.
- _____. “Distribuição da renda: resumo da evidência”. *Dados*. Rio de Janeiro, n. 11, 1973b.
- LLUCH, C. “Sobre medições de renda a partir dos Censos e das Contas Nacionais no Brasil”. *Pesquisa e planejamento econômico*. Rio de Janeiro, n. 1, vol. 12, 1982.
- NEY, M. G.; HOFFMANN, R. “O efeito da posse da terra na renda dos agricultores por conta própria e empregadores”. *Anais do XL Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Passo Fundo, 2002.
- RAMOS, L.; VIEIRA, M. “Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores”. In: R. Henriques (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro, Ipea, 2000.
- SABBATO, A. “A computação revela os donos da terra”. *Dados e Idéias*. Rio de Janeiro, n. 2, 1976.