

CONDICIONANTES DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE AS
PESSOAS OCUPADAS NA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE
CROSS-SECTION ATRAVÉS DE MODELOS LINEARES GERAIS¹

ANGELA M. C. JORGE CORRÊA²
MARIA IMACULADA L. MONTEBELO³
IDEMAURO A. RODRIGUES DE LARA⁴

Resumo: Estuda-se a importância relativa de algumas variáveis explicativas para a desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e suas regiões, com informações das PNADs-1999. Efetua-se decomposição estática do índice de desigualdade L de Theil. Constata-se que a posição na ocupação tem papel relevante, enfatizando e ratificando a importância da posse prévia de capital, riqueza e dos meios de produção na formação dos rendimentos do trabalho no setor. Através de um modelo de equação de rendimentos obtém-se a contribuição marginal das variáveis explicativas para a desigualdade e efetua-se a discussão dos diferenciais de rendimentos associados às mesmas.

¹ Estudo desenvolvido com apoio do Fundo de Apoio à Pesquisa – Universidade Metodista de Piracicaba (FAP-Unimep), integrado ao projeto Temático Rurbano III (IE/Unicamp/Fapesp). Trabalho apresentado em sessão pôster na 8ª Escola de Modelos de Regressão, fevereiro de 2003, Conservatória, Rio de Janeiro. (Publicado apenas resumo do estudo nos Anais do Encontro.) Recebido em 17/3/2003. Liberado para publicação em 12/5/2003.

² Doutora em Economia Agrária pela Esalq/USP; profa. dra. titular I da Universidade Metodista de Piracicaba-Unimep; GA Métodos Quantitativos/FCMNTI/Unimep, tel.: (19) 3124-1684; e-mail: ajcorrea@unimep.br.

³ Doutora em Experimentação e Estatística pela Esalq/USP; profa. dra. da Unimep; GA Métodos Quantitativos/FCMNTI/Unimep, tel.: (19) 3124-1683; e-mail: milmonte@unimep.br.

⁴ Mestre em Experimentação e Estatística/Esalq/USP; prof. mestre da Unimep; GA Métodos Quantitativos/FCMNTI/Unimep, tel.: (19) 3124-1683; e-mail: idemlara@unimep.br.

Angela M. C. J. Corrêa, Maria Imaculada L. Montebelo e Idemauro A. R. de Lara

Palavras-chave: agricultura, decomposição Estática, desigualdade, diferenciais de rendimentos, equação de rendimentos.

Classificação JEL: C20, O15, Q10.

INEQUALITY INCOME CONDITIONANTS AMONG ENGAGED
PEOPLE IN BRAZILIAN AGRICULTURE: A CROSS SECTION
ANALYSIS THROUGH GENERAL LINEAR MODELS

Abstract: This paper presents a study about the relative importance of some explainable variables to the inequality income among people engaged in agricultural sector of Brazil and its geographical areas, with informations of the PNAD-1999. It's occurred that the static decomposition of the inequality index, Theil L. It's evidenced that the position of the occupation has considerable role, emphatic and ratifying the previous tenure of wealth importance and ownership of the productions ways, in the formation of labour incomes in the sector. Through a model of an income equation it's obtained the marginal contribution of the explainable variables for the inequality and it's occurred that the discussion of the differentiation of the incomes associates to them.

Key-words: agriculture, static decomposition, inequality, income differentiations, income equation.

JEL classification: C20, O15, Q10.

1. Introdução

O Brasil apresenta elevados indicadores de desigualdade e pobreza, enquanto pelo valor de seu Produto Interno Bruto (PIB), em anos recentes, vem sendo enquadrado entre as maiores economias do mundo, colocando-se entre a oitava e a décima segunda posição nessa classificação, próximo a economias modernas e fortes. Por sua renda *per capita* apresenta-se entre os

112 **PESQUISA & DEBATE**, SP, volume 14, n. 2(24), pp. 111-134, 2003

países de “renda média alta”,⁵ sendo o rendimento médio por pessoa fortemente afetado pela elevada desigualdade da distribuição da renda que persiste no país. Aspecto esse ratificado pelos resultados de relevante pesquisa de Barros, Henriques e Mendonça (2000) que mostra, através de estudo empírico e descritivo, que o Brasil não é um país pobre, mas, sim, injusto para com um grande contingente de pessoas pobres, sendo a desigualdade o fator explicativo de maior relevância para a determinação dos elevados níveis de pobreza do país. A pesquisa revela que cerca de 64% dos países do mundo têm renda *per capita* menor que a brasileira, enquanto cerca de 77% da população mundial vive em países com renda *per capita* inferior à do Brasil, sendo que, “enquanto no Brasil a população pobre representa cerca de 30% da população total, nos países com renda *per capita* similar à brasileira esse valor corresponde a menos de 10%”, o que é um indicador da importância da má distribuição da renda para a explicação do elevado patamar de pobreza do país. Dados apresentados por Diouf (2003) também ilustram bem a disparidade de renda que caracteriza o Brasil em anos recentes, ao registrar que em 1999 os 20% mais ricos da população do país ganham cerca de 60% da renda nacional, enquanto os 20% mais pobres sobrevivem com menos de 4%. E que neste mesmo ano “44 milhões de brasileiros – mais de um quarto da população – viveram em pobreza absoluta, com renda diária inferior a US\$ 1,06”.

Vários estudos sobre a desigualdade de rendimentos no setor agrícola brasileiro, em diferentes momentos econômicos, indicam que os elevados patamares de concentração de renda, associados a diferentes níveis de rendimento médio nas várias regiões geográficas, traduzem-se em elevados índices de pobreza, contribuindo para aprofundar os históricos desequilíbrios regionais que caracterizam o país. (Ver, entre outros, Hoffmann, 2000; Corrêa, 1998; e Silva, 1998).

⁵ Segundo classificação feita para o ano de 1995 pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 1998).

Entre esses estudos cita-se o de Corrêa e Crócomo (2001) que, trabalhando com as pessoas ocupadas na agricultura, classificadas conforme o rendimento de todos os trabalhos, de 1992 a 1999, tendo por base as informações das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), constata que o Estado de São Paulo apresenta, em 1999, o maior rendimento médio entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, colocando-se o Centro-Oeste e a Região Sul em segunda posição entre as regiões do país, em contraposição aos valores historicamente baixos do Nordeste.

Ainda conforme o referido estudo, entre as regiões brasileiras, a Sul, seguida pela Centro-Oeste, apresenta-se com os mais elevados valores dos índices de desigualdade em 1999. Apesar de o estudo mostrar redução da desigualdade no Brasil, particularmente nos anos 90, sinalizando reversão da trajetória crescente da desigualdade da década anterior, os valores dos índices de desigualdade em 1999 apresentam-se semelhantes aos do início dos anos 80. O que permite afirmar que, após cerca de duas décadas, retorna-se a patamares de concentração de rendimentos do trabalho agrícola também elevados, correspondentes aos alcançados após o acentuado crescimento da desigualdade, registrado por vários estudos, no decorrer da década de 70.

Pelo mesmo estudo, os indicadores de pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura mostraram redução em 1995, refletindo os efeitos iniciais do processo de estabilização implementado pelo Plano Real. Após esse período, os valores desses índices praticamente se estabilizaram em um patamar inferior ao que caracterizou o final dos anos 80 e início da década de 90. Entretanto, os valores de medida de pobreza, além de evidenciarem as históricas discrepâncias regionais, são muito elevados ainda em 1999, especialmente no Nordeste, confirmando uma vez mais o que a literatura sobre pobreza no Brasil tem identificado: a prevalência naquela região de um foco de pobreza rural associado ao trabalho na agricultura.

Nesse contexto, este estudo analisa a importância relativa de algumas variáveis explicativas (econômicas e sociodemográficas) para a desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas no

setor agrícola do Brasil, do Estado de São Paulo e grandes regiões geográficas, no ano de 1999. O estudo é desenvolvido a partir das informações disponíveis nas PNADs, com ênfase regional, destacando-se o Estado de São Paulo dos demais estados da Região Sudeste.

2. Base de dados e procedimentos metodológicos

Base de dados

Para efetuar uma aproximação do processo de formação de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, a partir das informações disponíveis nas PNADs, seleciona-se como unidade de análise a variável renda mensal individual de todos os trabalhos (que inclui o rendimento em dinheiro e em produtos e mercadorias, proveniente do trabalho principal e de outros trabalhos, exceto o valor da produção para autoconsumo), excluindo-se as pessoas que declararam possuir rendimento nulo. As amostras constituídas consideram os indivíduos: a) pertencentes à população economicamente ativa (PEA), ocupados no setor agrícola; b) com renda mensal de todos os trabalhos declarada positiva; c) com 15 anos, ou mais, de idade; d) trabalhando 15 horas, ou mais, por semana. As análises estatísticas são feitas ponderando-se os dados pelos fatores de expansão fornecidos pelas PNADs-1999.

Decomposição estática da desigualdade

Como medida de desigualdade utiliza-se o índice L de Theil, conforme Hoffmann (1998). O modelo de decomposição estática aplicado é fundamentado em Bourguignon (1979) e Shorrocks (1980). Segundo esses autores, uma medida de desigualdade é “aditivamente decomponível” quando a desigualdade total da população é igual a soma de duas parcelas: uma que expressa a desigualdade entre os grupos; e outra que expressa a desigualdade dentro desses grupos; sendo esta segunda parcela uma soma ponderada dos valores das desigualdades no interior dos grupos.

Assim, para uma população dividida em G grupos socioeconômicos de interesse, verifica-se que o índice L de Theil pode ser expresso genericamente por:

$$L = L(\alpha_g, \beta_g L_g), \text{ com } g = 1, \dots, G \quad (1)$$

ou, em termos mais específicos, por

$$L = -\sum_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \beta_g L_g = L_B + \sum_g \beta_g L_g \quad (2)$$

onde:

α_g é a razão entre a renda média do grupo g e a renda média global;

β_g é a proporção da população ocupada no grupo g ;

L_g são os índices referentes à desigualdade de rendimentos entre indivíduos dentro do g -ésimo grupo.

O primeiro termo da expressão (2) representa a desigualdade entre os grupos considerados (L_B), e o segundo termo representa a desigualdade intragrupos. Se ocorrer uma redistribuição de renda entre os G grupos que elimine a desigualdade entre grupos e mantenha a desigualdade dentro de cada grupo, essa redistribuição irá reduzir L no valor de L_B (pois os valores de β_g não são alterados por essa redistribuição). Essa propriedade do L de Theil é discutida por Bourguignon (1979) e Shorrocks (1980). Esses autores afirmam, por essa razão, que o L de Theil é a única medida de desigualdade que é estrita e aditivamente decomponível e, por esse motivo, Shorrocks (1980) afirma que o L de Theil é a mais satisfatória medida decomponível.

As variáveis consideradas no estudo dos fatores condicionantes do rendimento do trabalho na agricultura são: sexo, idade, educação, raça e posição na ocupação, além de região geográfica (esta para o estudo geral do país). A razão da escolha desses fatores como relevantes para o rendimento pessoal prende-se aos seguintes aspectos: i) por serem disponíveis e mensuráveis através dos resultados da PNADs-1999; ii) porque podem ser considerados como *proxies* razoáveis para captar a contribuição de treinamento e experiência das pessoas, as discriminações e segmentações do mercado, bem como a diferença de posse prévia de propriedade e riqueza, além de indicarem diferentes padrões regionais de desenvolvimento e composição de rendimentos.

Admitindo-se que a distribuição de rendimentos pessoais do trabalho é definida pelas condições de oferta e demanda de um conjunto de características pessoais, as rendas individuais são vistas como sendo determinadas pelas taxas de retorno aos atributos pessoais e pelas condições estruturais da economia. Sob esse enfoque, a presente análise considera simultaneamente vários mecanismos distintos associados à produção da desigualdade de rendimentos pessoais no setor agrícola brasileiro, como: i) a contribuição de treinamento e experiência, representada por educação e idade; ii) a influência da existência de discriminações associadas a sexo e raça (incluindo discriminações salariais no mercado de trabalho, e também as limitações impostas às mulheres se forem empregadoras ou autônomas, pelos padrões patriarcais da sociedade brasileira); iii) os efeitos da distribuição da riqueza, conforme representado por posição na ocupação. A contribuição da existência de padrões regionais diferentes em salários e custo de vida, produtividade e disponibilidade de fatores de produção é considerada ao efetuar-se análises regionais.

Nesse estudo as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões são agregadas em sete categorias educacionais, oito faixas etárias, cinco grupos ocupacionais e duas classes quanto ao gênero. A divisão segundo os níveis educacionais é feita em 7 categorias conforme o número de anos de estudo: (1) superior (12 anos ou mais de estudo); (2) colegial (9 a 11 anos de estudo); (3) ginásio completo (8 anos de estudo); (4) ginásio incompleto (5, 6 ou 7 anos de estudo); (5) primário completo (4 anos de estudo); (6) primário incompleto (1, 2 ou 3 anos de estudo); e (7) sem instrução ou menos de 1 ano de estudo.

A divisão segundo faixas etárias obedece ao seguinte critério: (1) 60 anos ou mais; (2) 50 a 59 anos; (3) 40 a 49 anos; (4) 30 a 39 anos; (5) 25 a 29 anos; (6) 20 a 24 anos; (7) 18 a 19 anos; e (8) 15 a 17 anos. A classificação segundo a categoria ocupacional (posição na ocupação) contempla a seguinte divisão: (1) empregador; (2) conta própria; (3) empregado. Para sexo, obviamente, 2 categorias são consideradas: (1) homem; (2) mulher. Para cor ou raça, as categorias de análise são: (1) branca; (2) amarela; (3) parda; (4) indígena; (5) preta.

Condicionantes da desigualdade: análise dos diferenciais de rendimentos

Com o intuito de ratificar os resultados encontrados através da decomposição estática do índice L de Theil quanto à contribuição de posição na ocupação, educação, idade, sexo, raça e região para a desigualdade de rendimentos do trabalho, aplica-se um modelo chamado equação de rendimentos. Com a aplicação desse modelo determina-se a importância relativa de cada uma das variáveis, levando-se em consideração todas as outras. São estimados também os diferenciais de rendimento associados às diferentes categorias de cada um dos fatores.

Modelo utilizado

Para avaliar a contribuição marginal das variáveis educação, posição na ocupação, idade, sexo, raça e região para as diferenças individuais de rendimentos de todos os trabalhos, efetua-se uma análise de regressão ponderada, com base nas informações disponíveis na amostra. Nessa análise admite-se como variável dependente o logaritmo natural do rendimento mensal de todos os trabalhos, indicado por $\ln(RTTR)$.

Os efeitos dos fatores condicionantes do rendimento são captados através de conjuntos de variáveis binárias,⁶ que permitem distinguir o sexo (variável S); as 8 categorias de idade (variáveis I_h , com $h = 1, \dots, 7$); as categorias ou níveis educacionais (variáveis E_i , com $i = 1, \dots, 6$); as 3 categorias de posição na educação (variáveis P_j , com $j = 1, 2$); as 5 categorias referentes aos grupos raciais (variáveis C_p , com $j = 1, \dots, 4$); e as 5 regiões geográficas consideradas na análise (variáveis R_m , com $m = 1, \dots, 4$). A forma funcional do modelo adotado,⁷ chamada equação de rendimentos, é a que se segue:

⁶ Ou variáveis *dummies*, que são aquelas que assumem somente os valores 1 (se o indivíduo pertence àquele grupo) e zero (caso contrário).

⁷ Segundo Ramos (1993), existem muitas formas funcionais que podem ser adotadas para esse modelo, a maioria de cunho estritamente *ad hoc*. A opção nesse trabalho por uma formulação log-linear segue os modelos adotados por Langoni (1973); Fishlow (1973); Hoffmann (1993, 1994a, 1994b); e Ramos

$$\ln(RTTR) = \alpha + \beta S + \sum_{h=1}^7 \gamma_h I_h + \sum_{i=1}^6 \delta_i E_i + \sum_{j=1}^2 \theta_j P_j + \sum_{j=1}^4 \rho_j C_j + \sum_{j=1}^4 \lambda_j R + u \quad (3)$$

onde u é um erro aleatório que representa os efeitos de todas as variáveis que afetam o rendimento e não foram consideradas no modelo, obedecendo às pressuposições estatísticas usuais. Efetua-se uma análise de regressão ponderada, desenvolvida através de um modelo linear geral com apoio do *Proc GLM* do software SAS.

Esse modelo é estimado para os dados de 1999 para o agregado Brasil, para o Estado de São Paulo e demais regiões definidas no estudo.⁸ Para evitar perfeita multicolinearidade, deixa-se uma categoria de cada variável representada no grupo de referência (ou base). Para tal grupo são escolhidos os indivíduos sem instrução (ou com menos de 1 ano de estudo), que são empregados, com 15 a 17 anos de idade, do sexo feminino, de cor declarada preta e que residem na Região Nordeste. A estimativa de α (termo constante) corresponde ao logaritmo natural da renda mensal de todos os trabalhos dos indivíduos pertencentes ao grupo de referência.

As estimativas dos parâmetros correspondem ao diferencial de rendimento, associado aos vários grupos de cada variável considerada na análise, para o ano de 1999. Por exemplo, o exponencial de γ_h , $\exp(\gamma_h)$, corresponde à estimativa de quantas vezes maior, em média, é RTTR de um indivíduo naquela categoria (categorias de idade) *vis-à-vis* de uma pessoa com as mesmas características na categoria de referência da variável idade (no caso, categoria-base de idade é de 15 a 17 anos).

(1993). A decisão por essa formulação logarítmica também considera resultado da análise empírica sobre a natureza da distribuição dos valores de RTTR e $\ln(RTTR)$, realizada com auxílio de procedimentos básicos do *Statistical Analysis Software* (SAS). Além disso, a formulação logarítmica é uma forma de reconhecer que a distribuição da renda é positivamente assimétrica, e também que o efeito das variáveis explicativas sobre a renda tende a ser proporcional, e não absoluto.

⁸ O modelo é estimado através da utilização do *Procedure GLM* do SAS (procedimento do *Statistical Analysis Software* para estimação de modelos lineares gerais).

Para o modelo definido em (3) tem-se:

$$E(RTTR) = \beta S + \sum_{h=1}^7 \gamma_h I_h + \sum_{i=1}^6 \delta_i E_i + \sum_{j=1}^2 \theta_j P_j + \sum_{j=1}^4 \rho_j C_j + \sum_{j=1}^4 \lambda_j R + u \quad (4)$$

Para avaliar hipóteses envolvendo apenas os parâmetros em investigação, o *Proc GLM* apresenta a forma das funções estimáveis e a Soma de Quadrados Tipo II (SQ Tipo II), que fornece para os modelos de regressão um *maximum rank hypothesis* (MRH) envolvendo apenas os parâmetros dos efeitos principais em investigação. A SQ Tipo II corresponde à Notação *R*, onde cada efeito é ajustado para todos os outros possíveis efeitos. É usada no estudo para captar a contribuição marginal dos fatores explicativos da desigualdade, dividindo-se o seu valor pela Soma de Quadrados do Modelo. Essas somas tipo II nem sempre são provenientes de uma partição ortogonal da SQ dos parâmetros. (SAS Institute Inc., SAS/STAT. *The GLM Procedure*, 2001). O quadro 1, a seguir, detalha as SQ Tipo II associadas às variáveis do estudo.

Quadro 1 – SQ Tipo II - GLM Procedure, SAS		
Variável	Parâmetro	SQ Tipo II (ajustada)
Sexo	β	$R(\beta \gamma, \delta, \theta, \rho, \lambda)$
Idade	γ	$R(\beta \beta, \delta, \theta, \rho, \lambda)$
Educação	δ	$R(\beta \beta, \gamma, \theta, \rho, \lambda)$
Posição na ocupação	θ	$R(\beta \beta, \gamma, \delta, \rho, \lambda)$
Cor	ρ	$R(\beta \beta, \gamma, \delta, \theta, \lambda)$
Região	λ	$R(\beta \beta, \gamma, \delta, \theta, \rho)$

3. Condicionantes da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura, Brasil e regiões em 1999

Segundo estudos feitos por Corrêa e Crócomo (2001), os valores do índice *L* de Theil, em 1999, variam de 0,344, na Região Nordeste,

a 0,524, no Sul, sendo de 0,497 para o Brasil, de 0,437 para o Estado de São Paulo, de 0,495 para o Centro-Oeste e de 0,397 para o Sudeste (exclusive São Paulo). O presente estudo tem por base esse indicador de desigualdade, por ser este uma medida relevante na literatura para análises de desigualdade, mais sensível do que o T de Theil é o índice de Gini, para transferências de rendas entre os mais pobres de uma distribuição de rendimentos e, fundamentalmente, por ser a única medida de desigualdade que é aditiva e estritamente decomponível. Adicionalmente, porque o estudo é complementado por análises que envolvem equações de rendimentos, o que restringe o universo a pessoas ocupadas com renda de todos os trabalhos declarada positiva, restrição também presente no cálculo de L de Theil.

Como pode ser observado pelos resultados da decomposição estática do L de Theil, registrados na tabela 1, a variável posição na ocupação (isto é, a divisão da população ocupada segundo empregadores, trabalhadores por conta própria e empregados) destaca-se como o fator que explica, individualmente, a maior parcela da desigualdade em 1999. Seu poder explicativo bruto, neste ano, varia de 17,49%, no Nordeste, a 43,38%, em São Paulo, sendo de cerca de 39% no Centro-Oeste, 32% no Sul e 31% no Sudeste.

Educação é a segunda variável mais importante no final dos anos 90, respondendo em 1999 por cerca de 34% da desigualdade total em São Paulo, 23% no Centro-Oeste, 17% no Sudeste, 18% na Região Sul, e apenas 10% no Nordeste (a menor contribuição de educação, nesta região, é reflexo de que esta área do país continua a deter a pior distribuição educacional entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, apesar dos avanços registrados nesses indicadores no país, e mesmo no Nordeste, no decorrer dos anos 90).

No Brasil, posição na ocupação e educação apresentam-se com praticamente a mesma relevância para a explicação da desigualdade total, em 1999, cerca de 25%, seguidas pela contribuição de região (18,15%) e raça (15,13%), apresentando contribuição bem menor para a explicação da desigualdade idade (5,44%) e sexo (3,43%). Como o poder explicativo bruto da variável região geográfica é de cerca de 18% (pelo L de Theil), mostra-se superior ao associado a

raça, idade e sexo, só sendo superado por educação e posição na ocupação, ratificando a necessidade histórica de definição e implementação de políticas voltadas à redução das discrepâncias regionais do desenvolvimento, que atendam às características e necessidades de cada área agrícola do país.

Posição na ocupação apresenta também a maior contribuição bruta para a explicação da desigualdade em São Paulo e demais regiões estudadas, destacando que o conceito de classes e distribuição prévia de propriedade, capital e riqueza permanece como o aspecto de maior peso na explicação da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura, no final dos anos 90. Apesar de todas as mudanças ocorridas na economia brasileira no período, particularmente as relacionadas com os processos de abertura comercial e estabilização, bem como as associadas a mudanças na natureza da política agrícola vigente até o início da década, como também a institucionalização de apoio e crédito à agricultura familiar que ocorreu na segunda metade da década. Resultado que ratifica estudos clássicos desenvolvidos em períodos anteriores, como o de Fishlow (1973), e trabalhos mais recentes, como o de Corrêa (1998).

A contribuição associada a raça, que também reflete discriminações na formação do rendimento do trabalho associado a cor, mostra-se maior do que a associada a idade e o sexo no Brasil e Regiões Sudeste e Centro-Oeste, sendo superada pela contribuição de idade em São Paulo e Regiões Sul e Nordeste.

Entre as regiões estudadas, a Nordeste apresenta a maior contribuição associada a sexo, enquanto para as demais variáveis apresenta os menores valores, aspecto que parece indicar que a discriminação de rendimentos do trabalho relativamente às mulheres é e continua mais forte nessa região do que nas demais do país, como já observado no período 1981-1990 em estudos de Corrêa (1998). E que se associa com o fato de nesta região existir um maior contingente de mulheres ocupadas na agricultura, com 15 anos, ou mais, de idade, trabalhando 15 horas, ou mais, por semana, com renda declarada positiva, do que nas demais áreas agrícolas do país. Talvez decorrente do maior êxodo temporário (ou definitivo) de homens em períodos de maior dificuldade e/ou seca.

A maior contribuição associada a idade em São Paulo e no Centro-Oeste pode ser um indicador de que no setor agrícola dessas regiões (assim como, em menor escala, no Sul e no Sudeste) as pessoas com menores rendimentos, experiência e aprendizado no próprio trabalho podem contribuir, de forma mais relevante do que em áreas como o Nordeste, para a explicação da desigualdade. Considerando-se inclusive a natureza da exploração agrícola naquelas regiões, mais intensiva em máquinas, equipamentos e tecnificação do que no Nordeste.

Apesar de a educação ser a variável preponderante na explicação da desigualdade de renda em áreas urbanas do Brasil, conforme indica a maior parte de pesquisas contemporâneas sobre o assunto, no setor agrícola sua relevância é inferior àquela definida por posição na ocupação. No contexto do modelo utilizado, admite-se que educação é um dos condicionantes importantes do rendimento do trabalho. Entretanto, sabe-se que existe interação entre renda e escolaridade, de tal forma que há causalção nos dois sentidos entre essas variáveis. No Brasil, especificamente no setor rural, ocorre historicamente uma perversa relação entre esses fatores, pois a renda familiar é um dos determinantes significativos da escolaridade alcançada pelas pessoas. Se o nível educacional é monopolizado pelos que já são ricos e, ao longo do tempo, essas pessoas passam para seus filhos as oportunidades do comando do capital e da renda, de forma não necessariamente associada a aumentos de produtividade, o crescimento do número de pessoas instruídas não altera significativamente o padrão estabelecido de desigualdade na sociedade.

Tais aspectos indicam por que educação tem poder explicativo bruto menor do que posição na ocupação na explicação da desigualdade de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas no setor agrícola, na medida em que esta última variável está associada à posse prévia de capital e riqueza. Tais fatos, porém, não negam a validade do investimento em educação como um meio de influenciar o crescimento da renda entre tais agentes. Apenas revelam que a questão da desigualdade de rendimentos pessoais entre as pessoas ocupadas em atividades agrícolas deve ser trabalhada considerando-se não só a necessidade de melhoria

educacional, mas também e fundamentalmente pelo enfrentamento de problemas estruturais, como os relacionados com a concentração da posse da terra, bem como com as relações de produção na agricultura e implementação de políticas adequadas de incentivo e financiamento para os pequenos produtores, de alcance regional específico.

Tabela 1 - Contribuição bruta (em %)(1) para a desigualdade total (L de Theil) das variáveis: região, posição na ocupação, educação, sexo, raça e idade. Pessoas ocupadas na agricultura: Brasil e regiões, em 1999.

Variáveis	Brasil	São Paulo	Região Sul	Região Sudeste	Região Centro-Oeste	Região Nordeste
Região	18,15					
Posição na ocupação	25,20	43,38	31,81	30,81	39,39	17,49
Educação	24,40	33,79	17,90	17,42	22,83	9,91
Sexo	3,43	4,11	2,86	2,27	0,81	6,12
Raça	15,13	8,66	6,72	12,75	17,12	2,64
Idade	5,44	10,05	7,05	7,07	9,09	4,37

(1) Contribuição bruta = $lb/l = (\text{desigualdade entre}/\text{desigualdade total})$.

Desses resultados conclui-se, como já registrado anteriormente, que a redução percentual na desigualdade total de rendimentos do trabalho no setor agrícola brasileiro, decorrente da eliminação dos diferenciais de renda entre as regiões geográficas, é de aproximadamente 18% em 1999. Resultado que ratifica a importância de se efetuar análises regionais da distribuição de rendimentos no setor agrícola, bem como destaca a relevância da contribuição da variável região geográfica para a desigualdade total. Além de sinalizar para a necessidade de definição de políticas que se destinem a reduzir efetivamente as discrepâncias regionais do desenvolvimento, pois estas continuam a se traduzir em diferentes padrões regionais

de salários, produtividade e disponibilidade de fatores de produção entre as diferentes regiões do país, mesmo no final dos anos 90, confirmando que pouco mudou no país quanto aos aspectos em análise, comparando-se os resultados de 1999 com os de estudos feitos para os anos 1981-1990 (Corrêa, 1998) e 1992-1999 (Corrêa e Crócomo, 2001).

Dessa forma, o estudo ratifica trabalhos anteriores e mostra que ocorre uma estabilidade indesejável dos fatores condicionantes das desigualdades dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura do país nas últimas décadas, reafirmando que a questão da desigualdade de rendimentos do trabalho entre as pessoas com ocupação principal na agricultura deve ser trabalhada considerando-se a necessidade de melhoria educacional, e, fundamentalmente, o enfrentamento de problemas estruturais relacionados ao acesso a terra e financiamentos, assim como com a normatização das relações de trabalho e produção.

A contribuição marginal das variáveis selecionadas para a explicação da desigualdade, como pode ser observado pelos resultados apresentados na tabela 2, confirma ser posição na ocupação, seguida de educação, as variáveis que mais contribuem, também em termos marginais, para a explicação da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor agrícola em todas as regiões do Brasil. O modelo aplicado é estatisticamente significativo e o coeficiente de determinação apresenta-se em patamares indicados como razoáveis pela literatura para análises de natureza semelhante à feita neste estudo. No Nordeste, destaca-se a contribuição marginal associada a sexo, confirmando a importância da contribuição das mulheres na força de trabalho agrícola.

Na tabela 3 estão os coeficientes do modelo aplicado (equação de rendimentos) com auxílio do *Proc GLM/SAS*, sendo a maioria deles estatisticamente significativa (1% ou 5%). Na tabela 4 estão os correspondentes números índices associados às estimativas dos coeficientes dos modelos ajustados para o Brasil, São Paulo e regiões.

A discriminação associada a sexo na formação dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas no setor agrícola é confirmada e mostra-se muito forte no Nordeste, região em que é maior a

Tabela 2 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura brasileira, 1999. Contribuição marginal de cada fator para explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F, N e R para o modelo estimado. Pessoas ocupadas na agricultura conforme rendimentos de todos os trabalhos, Brasil, São Paulo e regiões, 1999.

Fator	Brasil	São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
F ⁽¹⁾	427,14	38,5	56,72	57,34	75,07	97,76
R ⁽²⁾	38,43%	43,45%	31,32%	27,05%	37,18%	21,19%
N	16 444	972	2509	3113	2558	7292
Contribuição marginal de cada fator (%) ⁽²⁾						
Sexo	9,27	2,67	7,35	5,17	5,15	37,65
Idade	5,86	6,99	6,75	9,71	6,86	14,17
Cor	1,83	1,82	2,23	8,35	6,29	0,84
Educação	9,44	13,17	19,51	16,19	14,70	11,88
Posição na Ocupação	15,32	27,64	26,74	27,45	33,03	24,63
Total	54,93	52,28	62,58	66,87	66,02	89,16

Notas: (1) Os valores são estatisticamente significativos ao nível de 1%.

(2) Contribuição marginal do fator (SSII(fator)/SSModel) conforme Procedure GLM/SAS, em percentual (%).

presença de mulheres entre os que trabalham no setor. Também se constatam que os diferenciais de rendimentos aumentam com a idade, alcançando os maiores valores para a faixa de pessoas ocupadas em torno de 50 anos. Quanto a discriminações associadas a raça, há indicativos de diferenciais relativamente a brancos e amarelos, embora estes últimos sejam percentualmente poucos na amostra.

Os diferenciais decorrentes de posição na ocupação mostram o quanto, em média, empregadores recebem a mais que os empregados. E indicam que os trabalhadores por conta própria, que

representam grande parte da população ocupada das regiões Nordeste e Sul, geralmente pequenos agricultores familiares, têm rendimentos inferiores aos de empregados no Centro-Oeste e no Nordeste, ou equivalentes a estes, como no Sul. Sinalizando que a renda gerada pela pequena agricultura pode não estar compensando o risco de aplicação de capital, especialmente no Nordeste, embora nessa região esta seja a única alternativa de atividade econômica para muitos de seus habitantes rurais ou de pequenas cidades do interior.

Destaca-se que, embora educação seja o segundo fator de maior peso para a explicação da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura, revela os maiores diferenciais de rendimento por categorias de escolaridade, indicando claramente a necessidade de investimento para melhoria do nível educacional da força de trabalho agrícola, especialmente no Nordeste. Nessa região, que possui o mais baixo nível de escolaridade entre as regiões brasileiras, uma pessoa com 12 anos ou mais de estudo ocupada na agricultura recebe cerca de 6 vezes mais do que uma pessoa com menos de 1 ano de escolaridade formal, enquanto nas demais regiões do país essa diferença, embora elevada, é menor, pois não alcança 4 vezes.

5. Considerações finais

A desigualdade de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, embora indique alguma reversão, nos anos 90, da trajetória crescente que apresentou na década anterior, apresenta-se em 1999 em patamares semelhantes aos do início dos anos 80. Posição na ocupação continua a destacar-se por explicar a maior parcela dessa desigualdade, no final dos anos 90, apesar das mudanças ocorridas na economia brasileira, como os processos de abertura comercial e de estabilização, e mesmo a implementação oficial de políticas agrícolas voltadas ao apoio da agricultura familiar. Observa-se, inclusive, que o peso dessa variável para a explicação da desigualdade é mais forte em São Paulo e no Centro-Oeste, indicando que quanto mais empresarial é o sistema agrícola vigente, maior é a importância da posse prévia de capital,

Tabela 3 – Estimativas dos coeficientes do modelo GLM do SAS, considerando grupos por fator. Pessoas ocupadas na agricultura conforme rendimentos de todos os trabalhos, Brasil, São Paulo e regiões, 1999.

Fator	Brasil	São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Sexo						
Masculino	0,5307	0,2312	0,4686	0,3277	0,5346	0,6522
Feminino	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Idade						
60 anos ou mais	0,4190	0,3548	0,4166	0,3449	0,4332	0,4286
50 a 59 anos	0,6075	0,4209	0,6644	0,5328	0,5534	0,6203
40 a 49 anos	0,5910	0,5089	0,5988	0,4993	0,6046	0,5997
30 a 39 anos	0,5309	0,5606	0,4949	0,4914	0,5273	0,5139
25 a 29 anos	0,4865	0,6193	0,4112	0,4192	0,5158	0,4885
20 a 24 anos	0,3408	0,4060	0,3047	0,3444	0,3720	0,3140
18 a 19 anos	0,2115	0,3195	0,2288 (8%)	0,1186(ns)	0,1063(ns)	0,2221(ns)
15 a 17 anos	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Cor						
Branca	0,1689	0,1407 (ns)	0,1787	0,2224	0,2549	0,0774
Amarela	0,3403	0,2828 (8%)	0,1679(ns)	2,4071	0,7536	0,2418(ns)
Parda	0,0038 (ns)	-0,0136 (ns)	-0,0345(ns)	-0,0114(ns)	0,0015(ns)	0,0052(ns)
Indígena	-0,2353(ns)	—	0,0460(ns)	0,1021(ns)	-0,3450	0,4850(ns)
Preta	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(cont.)

Condicionantes da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas...

Fator	Brasil	São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Educação						
12 anos ou mais estudo	1,3705	1,3086	1,2984	1,2456	1,2681	1,7674
9 a 11 anos estudo	0,6411	0,3005	0,8251	0,7059	0,7327	0,6305
8 anos estudo	0,4075	0,1956	0,6285	0,3946	0,4487	0,3974
5 a 7 anos estudo	0,3551	0,1498	0,6321	0,3643	0,3849	0,2387
4 anos estudo	0,2851	0,2274	0,5078	0,2841	0,3487	0,1769
1 a 3 anos estudo	0,1579	0,1119 (7%)	0,3215	0,1592	0,2192	0,1361
sem instr/menos 1 ano	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Posição na ocupação						
Empregador	1,0373	1,2324	1,2949	0,9324	1,1999	0,8843
Conta própria	-0,0214(10%)	0,3653	0,0263(ns)	0,1185	-0,0980	-0,1195
Empregado	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Os valores não significativos estão indicados na tabela acima, ou o nível de significância superior a 5% (e menor que 10%). Os demais são significativos: 1% ou 5%.

Tabela 4 – Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura brasileira - números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada por fator. Pessoas ocupadas na agricultura conforme rendimentos de todos os trabalhos: Brasil, São Paulo e regiões, 1999.

Fator	Brasil	São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Sexo						
Masculino	170,01	126,01	159,78	138,77	170,68	191,98
Feminino	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Idade						
60 anos ou mais	152,05	142,59	151,68	141,18	154,22	153,51
50 a 59 anos	183,58	152,34	194,34	170,37	173,92	185,95
40 a 49 anos	180,59	166,35	181,99	164,76	183,05	182,16
30 a 39 anos	170,04	175,18	164,03	163,46	169,43	167,18
25 a 29 anos	162,66	185,76	150,86	152,07	167,50	162,98
20 a 24 anos	140,60	150,08	135,63	141,11	145,07	136,89
18 a 19 anos	123,55	137,65	125,71(8%)	112,59(n.s)	111,21(n.s)	124,87(n.s)
15 a 17 anos	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Cor						
Branca	118,40	115,11(n.s)	119,56	124,91	129,03	108,05
Amarela	140,53	132,69 (8%)	118,28(n.s)	1110,22	212,46	127,35(n.s)
Parda	100,38(n.s)	98,65(n.s)	96,61(n.s)	98,87(n.s)	100,15(n.s)	100,52(n.s)
Indígena	79,03(n.s)		104,70(n.s)	110,75(n.s)	70,82	162,42(n.s)
Preta	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(cont.)

Condicionantes da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas...

Fator	Brasil	São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Educação						
12 anos ou mais estudo	393,74	370,12	366,33	347,52	355,42	585,58
9 a 11 anos estudo	189,87	135,05	228,21	202,57	208,07	187,86
8 anos estudo	150,31	121,60	187,47	148,38	156,62	148,79
5 a 7 anos estudo	142,64	116,16	188,16	143,95	146,94	126,96
4 anos estudo	132,99	125,53	166,16	132,85	141,72	119,36
1 a 3 anos estudo	117,10	111,84(7%)	137,92	117,26	124,51	114,58
sem instr/menos 1 ano	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Posição na ocupação						
Empregador	282,15	342,95	365,07	254,07	331,99	242,13
Conta-Própria	97,88 (10%)	144,10	102,66 (n.s)	112,59	90,67	88,73
Empregado	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Os valores não significativos estão indicados na tabela ou o nível de significância superior a 5% (e menor que 10%). Os demais são significativos: 1% ou 5%.

riqueza e dos meios de produção na formação dos rendimentos do trabalho.

Apesar de educação ser a variável preponderante na explicação da desigualdade de renda em áreas urbanas no Brasil, conforme indicam pesquisas sobre o assunto, no setor agrícola sua relevância é inferior àquela definida por posição na ocupação, vindo em segundo lugar. Mas os maiores diferenciais de rendimentos entre as pessoas com ocupação declarada principal na agricultura são associados às diferentes categorias educacionais, indicando claramente a necessidade de melhorar a escolaridade da força de trabalho agrícola como um meio de reduzir desigualdades no setor.

A análise geral destaca região geográfica como a variável que ocupa a terceira posição na explicação da desigualdade, ratificando uma vez mais a importância da existência de diferentes padrões regionais de salários, produtividade e disponibilidade de fatores de produção entre as diferentes regiões do país.

Na Região Nordeste, a análise da contribuição marginal para a desigualdade destaca como mais importante a variável sexo, característica particular dessa região em que é maior a presença de mulheres ocupadas na agricultura, com 15 anos, ou mais, de idade, trabalhando 15, ou mais, horas por semana, e que declaram ter rendimentos positivos.

A análise dos diferenciais de rendimentos indica que: há discriminação por gênero nos rendimentos do trabalho agrícola, sendo essa discriminação mais forte em relação à mulher no Nordeste e menor em São Paulo; os rendimentos aumentam com a idade até a faixa de cerca de 50 anos; há sinalização de discriminação na formação dos rendimentos das pessoas ocupadas na agricultura em relação a raça, indicando maiores rendimentos para brancos e amarelos; os diferenciais de rendimentos associados à escolaridade são os mais acentuados, superando inclusive os decorrentes de diferentes posições na ocupação.

Os resultados revelam e ratificam trabalhos sobre o tema para períodos anteriores a 1999, indicando que a questão da desigualdade de rendimentos e dos fatores que a determinam mantêm-se numa indesejável estabilidade no país, apesar dos diferentes cenários econômicos que caracterizaram as últimas décadas do

século XX. O que permite afirmar que a questão da desigualdade de rendimentos do trabalho entre as pessoas com ocupação principal na agricultura deve ser trabalhada considerando-se não só a necessidade de melhoria educacional, mas também e fundamentalmente pelo enfrentamento de problemas estruturais, como os relacionados com a concentração da posse da terra, bem como com as relações de produção na agricultura, além de implementação de políticas adequadas de incentivo e financiamento para os pequenos produtores, de alcance regional democrático e específico.

Referências bibliográficas

- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 21-48.
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. **Econométrica**, [s.l.], v. 47, n. 4, p. 901-920, July 1979.
- CORRÊA, A. M. C. J. **Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira**. Piracicaba: Unimep-SP, 1998. 260 p.
- _____; CRÓCOMO, F. C. Desigualdade e pobreza na agricultura brasileira e paulista: 1992-99. In: **Relatório de pesquisa**. Piracicaba: Unimep-SP, 2001.
- DIOUF, J. O Brasil pode vencer a guerra contra a fome. **Folha de S.Paulo**, São Paulo, 9 fev. 2003, Caderno A, p. 3.
- FISHLOW, A. Distribuição de renda no Brasil: um novo exame. **Dados**. Rio de Janeiro, n. 11, p. 10-80, 1973.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda e pobreza na agricultura paulista. **São Paulo em Perspectiva**. São Paulo, v. 7, n. 3, p. 107-115, jul.-set. 1993.
- _____. Desigualdade e pobreza na agricultura de Goiás: 1970-1990. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, 1994a.
- _____. Distribuição de renda e pobreza na agricultura gaúcha. **Indicadores Econômicos**. Porto Alegre, v. 21, n. 4, p. 201-216, jan. 1994b.
- _____. **Distribuição da renda**: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: Edusp, 1998. 275 p.
- _____. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-1998. Piracicaba/Campinas: Esalq-USP/IE-Unicamp, 2000. 24 p. Digitado.
- LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973. 325 p.

Angela M. C. J. Corrêa, Maria Imaculada L. Montebelo e Idemauro A. R. de Lara

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**. Rio de Janeiro: IBGE, 1999. (Microdados).

RAMOS, L. R. A. **A distribuição de rendimentos no Brasil: 1976/85**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. 135 p. (Série IPEA, 141).

SAS INSTITUTE INC., SAS/STAT. **The GLM Procedure**, cap. 9, 2001.

SILVA, J. G. **A nova dinâmica da agricultura brasileira**. 2. ed. Campinas: IE-Unicamp, 1998. 211 p.

SHORROCKS, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. **Econométrica**, [s.l.], v. 48, n. 3, p. 613-625, Apr. 1980.