

Desigualdade de rendimentos na agricultura brasileira: uma análise regional

ANGELA M. C. JORGE CORRÊA*
RODOLFO HOFFMANN**

Este trabalho apresenta uma análise regional da importância de algumas variáveis explicativas (econômicas e sociodemográficas) para a desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, em 1981 e 1990. Em termos mais específicos, tem por objetivo investigar as relações entre a composição da população ocupada segundo essas variáveis e a desigualdade (através de decomposição estática), bem como entre mudanças nessa composição e na desigualdade (decomposição dinâmica). A base de dados é constituída por informações coletadas nas PNADs. A análise destaca o papel principal desempenhado pela variável posição na ocupação para a desigualdade e indica a preponderância do efeito renda para a explicação da variação da desigualdade total entre 1981 e 1990, na maior parte das regiões geográficas analisadas, quando se considera a população ocupada na agricultura dividida conforme categorias ocupacionais. Os resultados obtidos permitem concluir que a questão da desigualdade de rendimentos pessoais na agricultura brasileira deve ser trabalhada considerando-se, prioritariamente, a questão da concentração da posse da terra, simultaneamente à adoção de políticas cujo objetivo seja a melhoria educacional.

1 - Introdução

O Brasil encontra-se, nesta última década do século XX, diante de um grave quadro de injustiça social, associado à péssima distribuição da renda vigente no país, à qual estão relacionados os elevados níveis de pobreza de grande parte da população brasileira.

A documentação científica da questão da desigualdade de rendimentos pessoais e evolução da pobreza, no país, é farta e consistente após o final dos anos 60,¹ envolvendo tanto a mensuração do fenômeno de concentração quanto a interpretação desse processo. As pesquisas desde então desenvolvidas mostram que a desigualdade de rendimentos pessoais apresenta trajetória crescente, aumentando tanto nos anos 60 e 70, que foram,

* Da Unimep/SP.

** Da Esalq/USP, IE/Unicamp e bolsista do CNPq.

1 Apenas após o final dos anos 60, com a maior disponibilidade de informações confiáveis sobre a distribuição pessoal da renda no país, através dos dados fornecidos pelos Censos Demográficos e pelas PNADs, é que foi possível a implementação das primeiras pesquisas adequadamente fundamentadas sobre o tema, sendo marcos pioneiros nesse contexto os trabalhos de Fishlow (1972), Hoffmann e Duarte (1972) e Langoni (1973).

em média, períodos de forte crescimento da renda, quanto nos anos 80, caracterizados por redução (ou mesmo estagnação) no ritmo do crescimento econômico do país [ver Fishlow (1972 e 1973), Langoni (1973 e 1974), Duarte (1971), Hoffmann e Duarte (1972), Hoffmann (1973, 1983, 1990, 1992a, 1992b, 1992c e 1993b), Denslow e Tyler (1983), Hoffmann e Kageyama (1986), Bonelli e Sedlacek (1989), Barros e Reis (1989), Bonelli e Ramos (1993), Ramos (1990), Rocha (1992) e Romão (1991)].

No setor agrícola brasileiro, esse crescimento contínuo da desigualdade de rendimentos pessoais está comprovado através de vários estudos [ver Fishlow (1972), Langoni (1973), Hoffmann (1990, 1992a, 1992b, 1992c, 1993a, 1993b, 1994a e 1994b), Hoffmann e Kageyama (1986), Guedes (1992), Leone (1994), Corrêa (1995) e Corrêa e Hoffmann (1995 e 1996)]. A análise dos anos 80 mostra que no período 1981/90 a desigualdade aumentou, o rendimento médio real diminuiu, e a pobreza absoluta se ampliou [ver Hoffmann (1992b)]. A análise de dados fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) efetuada por Corrêa (1995) constata que no período 1981/90 ocorre aumento no grau de concentração de rendimentos do trabalho e da incidência da pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura, tanto no Brasil como nas diferentes regiões do país. Esse trabalho evidencia que a desigualdade tende a ser maior na região Centro-Oeste e no Estado de São Paulo do que nas regiões Sul e Nordeste, ficando a região Sudeste (exclusive São Paulo) em uma posição intermediária. Conforme o citado estudo, o índice de Gini passa, de 1981 a 1990, em São Paulo, de 0,512 para 0,624, e na região Centro-Oeste, de 0,511 para 0,625. Na região Sul varia de 0,533 para 0,551, e na Nordeste, de 0,464 para 0,492, no mesmo intervalo de tempo, enquanto na região Sudeste cresce de 0,500 para 0,560.

Quanto à pobreza, o referido estudo constata que esta aumenta nas cinco regiões geográficas analisadas, e que é no Nordeste, entre as regiões pesquisadas, que ocorrem os maiores valores dos índices de pobreza, em níveis que superam os indicadores gerais de pobreza para o Brasil. Em oposição, no Centro-Oeste e São Paulo são encontrados os menores índices. A proporção de pobres no Nordeste, em 1990, é 1,8 vez superior à de São Paulo, ou seja, enquanto em São Paulo 47,5% das pessoas ocupadas no setor agrícola têm renda mensal de todos os trabalhos que não ultrapassa um salário mínimo,² no Nordeste essa proporção é de 82,3%. Ainda segundo a mesma pesquisa, o aumento da pobreza absoluta, em todas as regiões do país, associa-se ao crescimento geral da desigualdade de rendimentos pessoais e à redução do rendimento médio. Tanto que, em 1990, o rendimento médio do setor agrícola do Brasil e nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste encontra-se em nível inferior ao registrado em 1981. Em São Paulo e região Centro-Oeste, embora o rendimento médio tenha aumentado, a pobreza aumenta devido ao forte crescimento da desigualdade.

Esses resultados refletem, uma vez mais, a histórica desigualdade que caracteriza a distribuição da renda no país e enfatizam os desequilíbrios regionais existentes com

2 Considera-se o valor real do maior salário mínimo de agosto de 1980, utilizando como deflator o INPC.

relação à pobreza e desigualdade, e que estão no cerne do grave quadro de injustiça social em que se encontra o Brasil nos anos 90.³

Dentro desse contexto, este trabalho procura avaliar a importância de algumas variáveis explicativas (econômicas e sociodemográficas) na evolução do perfil distributivo da renda das pessoas ocupadas no setor agrícola de diferentes regiões geográficas brasileiras, em 1981 e 1990. As variáveis consideradas são: posição na ocupação, educação, idade e sexo. Em termos mais específicos, este estudo tem por objetivo investigar as relações entre a composição da população ocupada segundo essas variáveis e a desigualdade (através de decomposição estática), bem como entre mudanças nessa composição e na desigualdade (através de decomposição dinâmica). Dessa maneira, busca-se um melhor entendimento das transformações socioeconômicas responsáveis pelas alterações na distribuição do rendimento do trabalho na agricultura brasileira entre 1981 e 1990.

2 - Base de dados

O presente estudo tem por base as informações coletadas nas PNADs/IBGE de 1981 e 1990 para as seguintes regiões brasileiras: Estado de São Paulo e regiões Sul, Sudeste (exclusivo São Paulo), Centro-Oeste e Nordeste.⁴ São analisados os dados sobre rendimentos individuais de todos os trabalhos (RTTR) para as pessoas ocupadas na agricultura (incluindo agropecuária, extração vegetal e pesca), das PNADs de 1981 e 1990. É importante lembrar que o IBGE considera como "rendimento do trabalho" aquele recebido em qualquer ocupação (emprego, cargo, função, profissão etc.) exercida pela pessoa. Nesse sentido, o rendimento do fazendeiro é considerado rendimento de trabalho, da mesma forma que o salário de um empregado da fazenda. Trata-se de dados fornecidos pelo IBGE em meio magnético, com várias características de cada pessoa na amostra, incluindo o respectivo peso (ou fator de expansão), que é o número de pessoas da população representado pela pessoa incluída na amostra. Todos os cálculos são feitos ponderando-se cada observação pelo seu respectivo peso.

É preciso também registrar que, ao analisar os dados das PNADs, é necessário sempre ter em mente as suas principais limitações, que são: a) tendência a subdeclarar os

3 Segundo o Relatório do Desenvolvimento Humano de 1996, publicado em junho desse mesmo ano pela Organização das Nações Unidas, o índice de desenvolvimento humano (IDH) do Brasil caiu de 0,804 (em 1995) para 0,797 (em 1996). Esse índice tem por base dados sobre renda, escolaridade e expectativa de vida, e os números anteriormente registrados colocam o Brasil num patamar global médio. Entretanto, quando a questão é regionalizada, constata-se que o Brasil é composto por três subpaíses com desenvolvimento humano bastante desigual. Rio Grande do Sul, Distrito Federal, São Paulo, Santa Catarina, Rio de Janeiro, Paraná e Mato Grosso do Sul apresentam IDH superior à média da América Latina e comparável ao de países ricos. O grupo intermediário formado por Amazonas, Amapá, Minas Gerais, Mato Grosso, Goiás, Roraima e Rondônia tem IDH semelhante ao dos países do Leste Europeu. Já o subpaís mais atrasado é formado pelo Pará, Acre e os nove estados nordestinos [ver Falcão (1996)].

4 A região Norte não é incluída na análise, pois as PNADs excluem a área rural dessa região em seus levantamentos.

rendimentos, especialmente no caso das rendas relativamente elevadas, fazendo com que os dados levem a subestimar a renda média e também a desigualdade da distribuição; *b*) o fato de os dados refletirem rendas monetárias e pagamentos em espécie, não considerando a produção para autoconsumo, que muitas vezes é uma parte importante da renda real dos pequenos produtores; e *c*) a dificuldade de medir os rendimentos dos membros das famílias de pequenos produtores que são registrados como pessoas economicamente ativas não-remuneradas.

Com o intuito de obter um conjunto de informações mais homogêneo quanto às características do processo de determinação dos rendimentos do trabalho, a presente análise limita-se às pessoas ocupadas na agricultura com as seguintes características: *a*) com 15 anos de idade ou mais; *b*) trabalhando 20 horas ou mais por semana; e *c*) com renda positiva de todos os trabalhos. Na Tabela 1, a seguir, consta o tamanho da amostra utilizada para cada região, em 1981 e 1990.

TABELA 1

Tamanho da amostra:^a pessoas ocupadas no setor agrícola^b de regiões do Brasil — 1981 e 1990

Ano	Regiões				
	São Paulo	Sul	Sudeste ^c	Centro-Oeste	Nordeste
1981	854.226 (1.983)	1.745.283 (4.830)	1.729.522 (5.392)	643.756 (3.780)	3.723.350 (11.385)
1990	798.799 (946)	1.787.250 (2.487)	1.830.510 (3.062)	785.139 (2.844)	4.244.740 (7.623)

FONTE: Dados individuais das PNADs — IBGE (1981 e 1990).

^a Número de pessoas após a aplicação de restrições. Os números entre parênteses indicam o tamanho da amostra. Os demais valores referem-se à população (estimativa).

^b Pessoas com rendimento positivo individual mensal de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

^c Exclui o Estado de São Paulo.

3 - Fundamentos metodológicos

Esta análise considera, simultaneamente, vários mecanismos distintos associados à produção da desigualdade de rendimentos pessoais nas regiões agrícolas brasileiras, como: *a*) a contribuição de treinamento e experiência, representada por educação e idade; *b*) a influência da existência de discriminações associadas ao sexo, incluindo discrimi-

nações salariais no mercado de trabalho, e também as limitações impostas às mulheres se forem empregadoras ou autônomas, pelos padrões patriarcais da sociedade brasileira; e c) os efeitos da distribuição da posse prévia da propriedade e riqueza, conforme representado por posição na ocupação. Registra-se, adicionalmente, que a contribuição da existência de padrões regionais diferentes em salários e custo de vida, produtividade e disponibilidade de fatores de produção é considerada ao se efetuarem análises regionais.

A inclusão da variável posição na ocupação como *proxy* para a posse de capital e para o grau de controle sobre os meios de produção é feita, neste estudo, sob a hipótese de que diferenças de acesso à propriedade, no setor agrícola brasileiro, são fortemente associadas com as categorias de posição na ocupação (trabalhador volante, empregado, por conta própria ou empregador). Há, entretanto, limitações à adoção dessa *proxy*. É possível considerar, por exemplo, o caso de pessoas classificadas como empregadores, mas que têm acesso muito limitado a capital. Porém, apesar de restrições como esta, posição na ocupação permite medir, com limitações, as diferenças prévias de acesso à riqueza. É considerada por Fishlow (1973) como um indicador de posse prévia de propriedade mais apropriado no estudo da população rural do que na urbana. Ainda segundo esse autor, a inclusão dessa variável amplia o arcabouço da teoria do capital humano, pois permite incluir, embora de forma restrita, a distribuição prévia da riqueza pessoal no setor agrícola brasileiro, evitando uma superestimação da relevância da educação para a explicação das desigualdades na distribuição pessoal da renda.

Além desses condicionantes do diferencial de rendimento entre as pessoas, existem outras variáveis que poderiam ser incluídas, como as relacionadas com o *status* familiar da pessoa e com sua habilidade natural ou congênita (ou seja, medidas que descrevessem adequadamente o *background* familiar do indivíduo e até mesmo sua habilidade natural, talento, tino comercial etc.). Também seria conveniente dispor de indicadores sobre a qualidade da educação, a educação não-formal e nível de saúde em geral, além de uma variável que conseguisse medir, sem ambigüidade, as diferenças de acesso à propriedade entre as pessoas. Entretanto, tais variáveis não são incluídas no presente estudo, seja pela dificuldade de sua quantificação ou pela não-disponibilidade de tais informações na PNAD.

Os elementos da população estudada são agregados em sete categorias educacionais, oito faixas etárias, cinco grupos ocupacionais e duas classes quanto a gênero:

a) sete categorias educacionais:⁵ 1) superior (12 anos ou mais de estudo); 2) colegial (nove a 11 anos de estudo); 3) ginásio completo (oito anos de estudo); 4) ginásio incompleto (cinco, seis ou sete anos de estudo); 5) primário completo (quatro anos de estudo); 6) primário incompleto (um, dois ou três anos de estudo); e 7) sem instrução ou menos de um ano de estudo;

b) oito faixas etárias: 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;

⁵ A classificação das pessoas segundo os anos de estudo, pelas PNADs, foi feita em função da série e grau que estas estavam frequentando ou haviam frequentado, considerando a última série concluída com aprovação. As pessoas que só declararam a série ou o grau foram classificadas no grupo "anos de estudo não-determinados".

c) cinco grupos ocupacionais: 1) empregador (incluindo parceiro-empregador); 2) conta própria⁶ (incluindo parceiro-conta própria); 3) empregado (incluindo parceiro-empregado); 4) trabalhador agrícola volante com intermediário; e 5) trabalhador agrícola volante sem intermediário;

d) duas categorias para sexo: 1) homem; e 2) mulher.

3.1 - Decomposição estática

Conforme Bourguignon (1979) e Shorrocks (1980), uma medida de desigualdade é “aditivamente decomponível” quando a desigualdade total da população é igual à 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. Dessa forma, um índice de desigualdade decomponível (I) pode ser genericamente indicado por:

$$I = I_B + I_W \quad (1)$$

onde I_B é a desigualdade entre grupos e I_W é a desigualdade intragrupos.

Entre as medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis estão os índices de Theil (redundância ou T , e o índice L). O presente estudo tem por base o índice L de Theil.⁷ Assim, a identificação da contribuição das variáveis selecionadas para a desigualdade de rendimentos do trabalho observada em cada ano do período considerado é feita através da decomposição estática do índice L de Theil. Para uma população dividida em G grupos socioeconômicos de interesse verifica-se que o índice L de Theil pode ser expresso genericamente por:

$$L = L(\alpha_g, \beta_g, L_g) \quad \text{com } g = 1, \dots, G \quad (2)$$

ou, em termos mais específicos, por:

$$L = - \sum_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \beta_g L_g = L_B + \sum_g \beta_g L_g \quad (3)$$

⁶ Segundo a PNAD, são classificados como conta própria as pessoas que trabalham em seu próprio estabelecimento, explorando uma atividade econômica sem ter empregado e auxiliado, ou não, por membro de unidade domiciliar não-remunerado.

⁷ Análise análoga é feita por Corrêa (1995), usando os dois índices propostos por Theil (redundância e L).

onde:

α_g é a razão entre a renda média do grupo g e a renda média global ($\alpha_g = \mu_g/\mu$);

β_g é a proporção da população ocupada no grupo g ; e

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

O primeiro termo da expressão (3) representa a desigualdade entre os grupos considerados (L_B), e o segundo termo representa a desigualdade intragrupos. Os dois termos são médias ponderadas, cujos pesos são as frações populacionais de cada grupo (β_g). É necessário observar que, 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, que é assinalada por Anand (1983, p. 199), é mostrada 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.

A decomposição estática do índice L , neste estudo, é feita considerando divisões univariadas da população (baseadas em grupos definidos com uma só das variáveis citadas) e divisões multivariadas da população (baseadas em grupos que consideram três ou todas as variáveis). A primeira parte do processo consiste em decompor a desigualdade total conforme (3). A seguir calcula-se o percentual correspondente à desigualdade entre grupos (L_B) em relação à desigualdade total (L), índice esse que fornece o poder explicativo bruto da variável (ou combinação de variáveis) para a desigualdade total, em 1981 e em 1990. A análise é complementada pela identificação das contribuições marginais de cada uma das variáveis (educação, posição na ocupação, idade e sexo), verificando-se quanto cada variável acrescenta de explicação ao modelo quando se passa do modelo com três variáveis para o completo (com quatro variáveis).

3.2 - Decomposição dinâmica

Para a classe de medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis (que inclui o índice L de Theil), é possível desmembrar a mudança da desigualdade entre dois momentos (com auxílio de cálculo diferencial) de acordo com três tipos de fenômenos: *a*) alterações nas rendas relativas dos grupos socioeconômicos — efeito renda; *b*) mudanças no tamanho relativo desses grupos — efeito composição; e *c*) modificações nas suas dispersões internas — efeito interno [ver Ramos (1990)]. Neste trabalho procura-se analisar, sob esses prismas, as mudanças ocorridas nos valores de L entre 1981 e 1990, considerando divisões da população de acordo com grupos de educação, posição na ocupação, idade ou sexo.

Para efeito dessa análise procede-se, a seguir, à definição dos efeitos composição, renda e interno, e registra-se a expressão algébrica necessária para obtê-los através da

decomposição das variações em L entre dois momentos [ver Fishlow, Fiszbein e Ramos (1993)], a partir da expressão genérica de L , registrada em (2).

Efeito composição (ou alocação): é a variação no índice de desigualdade L decorrente de modificações na alocação da população ocupada entre os diversos grupos da divisão considerada (mudança nos β_g), sem que ocorram mudanças nas rendas médias dos grupos ou na desigualdade dentro de cada grupo (os L_g).

Efeito renda: corresponde às mudanças em L decorrentes de alterações nas rendas médias dos grupos, na ausência de modificações nas frações populacionais (β_g) e nas desigualdades dentro dos grupos (L_g).

Efeito interno: são as alterações em L decorrentes apenas e somente de modificações nas dispersões internas dos diferentes grupos (L_g).

A decomposição da variação de L entre dois momentos (1981 e 1990) nesses três efeitos é obtida, neste estudo, através da seguinte expressão:⁸

$$\begin{aligned}
 dL &= \sum_g (L_g - \ln \alpha_g + \alpha_g) d\beta_g + && \text{(efeito composição)} \\
 &+ \sum_g (\beta_g / \alpha_g) (\alpha_g - 1) (1/\mu) d\mu_g + && \text{(efeito renda)} \\
 &+ \sum_g \beta_g dL_g && \text{(efeito interno)}
 \end{aligned}$$

Quando as variações não são infinitesimais, consideram-se os valores médios entre dois momentos no tempo, segundo Ramos (1993).

Além de efetuar essa decomposição, obtém-se também a contribuição bruta (ou poder explicativo) de cada uma das variáveis para a explicação da variação ocorrida na desigualdade, o que corresponde à soma dos efeitos renda e composição.

4 - Resultados da decomposição estática

A contribuição das variáveis educação, posição na ocupação, idade e sexo para a explicação da desigualdade pessoal de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor agrícola das diferentes regiões do país, para os dois anos analisados (1981 e 1990), é feita

⁸ A dedução dessa expressão pode ser encontrada em Hoffmann (1997).

através da decomposição estática do índice L de Theil, segundo procedimento metodológico descrito na Subseção 3.1. Os resultados dessa decomposição encontram-se nas Tabelas 2 e 3, em seqüência.

O Estado de São Paulo destaca-se como a região em que melhor se ajusta o modelo utilizado. Nesse estado, a decomposição da desigualdade conforme o modelo completo adotado (em que as pessoas ocupadas são divididas segundo categorias ou grupos educacionais, etários, de posição ocupacional e sexo) mostra que a explicação bruta alcança 80,65% em 1990, enquanto é de 67,04% em 1981 (ver Tabela 2). Nas regiões Centro-Oeste e Sudeste, o poder explicativo bruto do modelo é pouco inferior ao registrado para São Paulo, e superior ao apresentado nas regiões Sul e Nordeste (ver Tabela 3). Na região Centro-Oeste, a explicação cresce de 56,59% em 1981 para 67,99% em 1990, enquanto na região Sudeste passa de 59,18% para 62,89% no mesmo intervalo de tempo. Na região Sul, a explicação bruta de todos os fatores varia de 44,02% em 1981 para 46,14% em 1990, enquanto no Nordeste essa contribuição é de 36,76% em 1981 e

TABELA 2

*Poder explicativo do modelo de decomposição estática do L de Theil:
São Paulo e regiões Centro-Oeste e Sudeste — 1981 e 1990*

(Em %)

Variável	São Paulo		Centro-Oeste				Sudeste					
	1981		1990		1981		1990		1981		1990	
	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M
Educação (ED)	21,63	13,91	29,34	14,66	15,23	7,70	23,70	12,65	18,97	8,62	23,44	10,08
Idade (ID)	16,90	9,93	25,12	7,91	11,17	6,52	13,91	9,51	14,78	7,47	13,70	7,42
Posição na ocupação (PO)	46,01	18,62	58,07	14,82	44,25	23,49	50,10	21,56	45,57	16,32	47,64	16,29
Sexo (SE)	5,93	1,85	5,98	2,31	1,06	1,75	0,49	1,81	1,34	2,22	3,52	2,57
ED + ID + PO	65,19		78,34		54,84		66,18		56,96		60,32	
ED + ID + SE	48,42		65,83		33,10		46,43		42,86		46,60	
ID + PO + SE	53,13		65,99		48,89		55,34		50,56		52,81	
ED + PO + SE	57,11		72,74		50,07		58,48		51,70		55,47	
ED + ID + PO + SE (Todas)	67,04		80,65		56,59		67,99		59,18		62,89	

NOTA: Pessoas ocupadas na agricultura com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

OBS.: B = explicação bruta no ano (participação em % do(s) fator(es) na desigualdade total).

M = explicação marginal no ano (contribuição marginal do fator em % da desigualdade total).

TABELA 3

*Poder explicativo do modelo de decomposição estática do L de Theil:
regiões Sul e Nordeste — 1981 e 1990*

(Em %)

Variável	Sul				Nordeste			
	1981		1990		1981		1990	
	B	M	B	M	B	M	B	M
Educação (ED)	9,99	9,21	14,57	11,16	13,98	5,95	8,02	5,39
Idade (ID)	11,32	8,21	9,14	9,47	6,62	5,01	7,34	6,35
Posição na ocupação (PO)	29,06	14,26	29,59	14,59	19,48	8,09	23,10	11,48
Sexo (SE)	3,37	2,41	2,50	2,93	8,82	6,76	8,46	7,77
ED + ID + PO	41,61		43,21		30,00		31,75	
ED + ID + SE	29,76		31,55		28,67		28,04	
ID + PO + SE	34,81		34,98		30,81		34,13	
ED + PO + SE	35,81		36,67		31,75		33,17	
ED + ID + PO + SE (Todas)	44,02		46,14		36,76		39,52	

NOTA: Pessoas ocupadas na agricultura com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

OBS.: B = explicação bruta no ano (participação em % do(s) fator(es) na desigualdade total).

M = explicação marginal no ano (contribuição marginal do fator em % da desigualdade total).

de 39,52% em 1990. Observa-se que, embora esses percentuais no Sul e Nordeste sejam inferiores aos obtidos para as demais regiões do país, podem ser considerados como razoáveis perante resultados análogos registrados em outros estudos.⁹ E, apesar de se poder admitir, ante esses resultados, que o modelo de decomposição estática é um arcabouço teórico razoável para estudar os condicionantes do rendimento nas regiões Sul e Nordeste, o seu poder explicativo é de aproximadamente 50% daquele obtido em São Paulo em 1990 e fica em torno de 70% dos valores registrados no Sudeste e no Centro-Oeste nesse mesmo ano. Dessa forma, é possível afirmar que tal modelo é mais adequado para análises dessa natureza em regiões em que predomina a empresa agrícola

⁹ Bonelli e Ramos (1993) obtêm os seguintes valores para o poder explicativo bruto de um modelo completo de decomposição estática conforme o Theil-T (para a população economicamente ativa em áreas urbanas do Brasil, do sexo masculino): 54,1% em 1977, 56,4% em 1981, 55,2% em 1985 e 51,1% em 1989.

capitalista (como São Paulo, Centro-Oeste e Sudeste) do que naquelas em que é muito forte a presença da pequena propriedade familiar (como no Nordeste e em grande parte da região Sul).

Constata-se que em São Paulo, onde as relações de produção na agricultura são fortemente empresariais, as variáveis educação, posição na ocupação, idade e sexo conseguem captar a maior parte da desigualdade total de rendimentos, tanto em 1981 como em 1990. Esse estado é, entre as regiões consideradas neste trabalho, aquele em que é maior a proporção de empregados na população ocupada (cerca de 58,8%, em média, no período 1981/90), enquanto é menor a proporção de trabalhadores por conta própria (cerca de 17,2%, em média, no mesmo período). A proporção de empregadores é reduzida (cerca de 6,8%, em média, de 1981 a 1990) diante da população ocupada total, embora essa região possua proporcionalmente um maior número de empregadores do que as regiões Sul e Nordeste. Essa característica da população ocupada na agricultura paulista enfatiza o binômio empregador-empregado das estruturas empresariais de produção, considerando-se inclusive que a proporção de empregados cresce de 53,3% em 1981 para cerca de 61% em 1990, e a de empregadores altera-se no mesmo intervalo de tempo de 5,9% para 7,4% — dados obtidos por Corrêa (1995).

Dentre as variáveis consideradas neste estudo como condicionantes do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura, nas diferentes regiões do país, destaca-se o papel relevante de posição na ocupação. Em São Paulo a contribuição bruta dessa variável é muito elevada, explicando mais de metade da desigualdade total em 1990 (58,07%). Também nas demais regiões do país é o fator que mais explica a desigualdade total de rendimentos. Observa-se que essa contribuição é marcante e crescente entre 1981 e 1990, tanto em São Paulo quanto nas regiões Centro-Oeste e Sudeste (onde o percentual da população ocupada conforme categorias ocupacionais evidencia forte presença da categoria empregados), assim como nas regiões Sul e Nordeste (onde a presença de propriedades familiares é mais acentuada e a maior parcela da população ocupada atua por conta própria). Embora posição na ocupação seja a variável que mais contribui para a desigualdade total de rendimentos do trabalho na agricultura em todas as regiões do país, observa-se que quanto mais empresarial é o sistema agrícola vigente (como em São Paulo, Centro-Oeste e Sudeste), maior é a importância da posse prévia de riqueza e dos meios de produção na formação desses rendimentos.

Educação apresenta-se como o segundo fator em importância na explicação da desigualdade total em todas as regiões do país, e sua contribuição bruta é crescente entre 1981 e 1990, exceto no Nordeste. Esse aspecto pode mostrar que quanto maior o nível educacional de uma pessoa, maior é a capacidade de defesa de seus rendimentos em períodos de alta instabilidade econômica e inflação elevada,¹⁰ o que parece contribuir para o aumento mais acentuado da desigualdade entre 1981 e 1990, particularmente em São Paulo e regiões Centro-Oeste e Sudeste. Ressaltando esse aspecto, observa-se a existência de grandes disparidades na composição educacional da população ocupada, que sofreu alguma alteração percentual entre 1981 e 1990. Em 1990, São Paulo possui

¹⁰ Observa-se que a taxa anual de inflação (conforme o INPC) é de 91,2% em 1981 e de 1.584,5% em 1990 (*Perspectivas da Economia Brasileira – 1994*, IPEA, Rio de Janeiro, 1993).

55,8% das pessoas ocupadas na agricultura sem instrução ou com primário incompleto, enquanto apenas 3,9% possuem nível colegial e 2% escolaridade superior. No Sudeste essas proporções, nesse mesmo ano, são de 66,1, 2,9 e 1%, enquanto no Centro-Oeste são de 63, 4,2 e 1,5%, respectivamente. A região Sul apresenta composição educacional da população um pouco melhor, qualitativamente, que as demais regiões do país, enquanto a região Nordeste detém a pior distribuição educacional da população ocupada na agricultura do país, tanto em 1981 como em 1990. Em 1990, 89,7% das pessoas ocupadas no Nordeste têm no máximo instrução primária incompleta (sendo que 63% não têm instrução), enquanto esse percentual, embora também elevado nas demais regiões do país, situa-se em torno de 50% (na região Sul) a 66% (no Sudeste). A situação educacional nordestina é ainda mais grave ao se verificar que há certa estabilidade nos percentuais das categorias sem instrução ou com instrução primária incompleta, de 1981 a 1990, enquanto nas demais regiões do país esses percentuais apresentam tendência decrescente [ver Corrêa (1995)].

Idade e sexo apresentam menor contribuição bruta para a desigualdade de rendimentos do trabalho, em termos gerais, nas regiões agrícolas estudadas, tanto em 1981 como em 1990. Em São Paulo, entretanto, o fator idade mostra um poder explicativo elevado e muito próximo daquele exercido por educação, o que não ocorre nas demais regiões do país (ver Tabelas 3 e 4). Esse fato pode ser um indicador de que no setor agrícola desse estado, entre pessoas com menores rendimentos, experiência e aprendizado no próprio trabalho podem contribuir tanto quanto a educação formal para a explicação da desigualdade total. Isto porque a produção agrícola nessa região apresenta maior padrão tecnológico, se insere em moldes empresariais capitalistas e já incorporou praticamente a totalidade das áreas cultiváveis. Dessa forma, exige mão-de-obra mais qualificada que outras áreas, pois a expansão da produção é feita através da intensificação do uso da terra. Entre as regiões, o Nordeste apresenta a maior contribuição associada a sexo, enquanto para as demais variáveis revela, em geral, os menores valores. Esse fato parece mostrar que a discriminação de rendimentos do trabalho contra as mulheres é mais forte nessa região do que nas demais.¹¹

Em termos marginais, posição na ocupação é também o fator que mais contribui para a desigualdade, após considerados os efeitos das demais variáveis, tanto em 1981 como em 1990, ratificando a maior importância desse fator para a desigualdade de rendimentos do trabalho na agricultura das diferentes regiões brasileiras. Seguem-se em importância de contribuição marginal, nas diferentes regiões do país, em geral, as variáveis educação, idade e sexo.

¹¹ Cabe ressaltar que a proporção de mulheres na amostra é bem menor que a de homens (sendo maior no Nordeste e em São Paulo, e bem menor no Centro-Oeste).

5 - Resultados da decomposição dinâmica

Após avaliar a importância das variáveis posição na ocupação, educação, idade e sexo para a desigualdade total de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas nas diferentes regiões do setor agrícola brasileiro, busca-se, a seguir, entender a natureza das mudanças na desigualdade ao longo do tempo enfatizando aquelas associadas a posição na ocupação e educação. O procedimento metodológico usado para essa análise é a técnica da decomposição dinâmica descrita na Subseção 3.2. Consiste esse método em efetuar a decomposição das variações no índice L de Theil, de forma a desmembrar a modificação na desigualdade entre 1981 e 1990, de acordo com três tipos de fenômenos: efeito renda, efeito composição ou alocação e efeito interno.

5.1 - A relevância de posição na ocupação

A relevância de posição na ocupação para as mudanças na desigualdade de rendimentos do trabalho, no setor agrícola das várias regiões consideradas neste estudo, depende da evolução de três dimensões: *a*) a proporção da população ocupada em suas diferentes categorias (β_i); *b*) os rendimentos médios relativos destes grupos em relação à renda média global (α_i); e *c*) a desigualdade dos rendimentos das pessoas no interior de cada grupo.

A composição da população ocupada na agricultura, de acordo com as categorias de posição na ocupação definidas, apresenta algumas alterações entre 1981 e 1990, respeitadas as características de cada região estudada. Pela Tabela 4 observa-se, entretanto, que não ocorrem grandes alterações nessa composição nesse intervalo de tempo, particularmente se empregados e volantes (com e sem intermediário) são agregados como uma única categoria de assalariados.

Já os rendimentos médios relativos dos diferentes grupos ocupacionais sofrem modificações mais evidentes. Os rendimentos relativos dos empregadores, expressos em função dos rendimentos médios da população como um todo, crescem de 1981 a 1990 nas diferentes regiões, exceto no Sudeste e Nordeste, onde apresentam alguma redução (como pode ser observado na Tabela 5). Porém, os empregados e volantes apresentam um comportamento inverso, dado que seus rendimentos médios relativos reduzem-se no mesmo intervalo de tempo. Em conseqüência, a razão de rendimentos entre empregadores e empregados aumenta cerca de 85% em São Paulo, 14% no Sul e 49% no Centro-Oeste, mantendo-se praticamente estável no Sudeste e reduzindo-se em torno de 13% no Nordeste. Também a renda média relativa dos trabalhadores por conta própria diminui em todas as regiões do país no período — apenas no Nordeste mantém-se praticamente estabilizada.

Quanto à desigualdade no interior de cada categoria, a Tabela 6 mostra que há, em geral, nas regiões analisadas, crescimento de 1981 a 1990. A desigualdade no interior do grupo dos empregadores, conforme o índice L de Theil, é bem maior do que a desigualdade interna das demais categorias ocupacionais. Em 1981 esta já se encontra em nível

TABELA 4

Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura, conforme categorias ocupacionais, em regiões do Brasil — 1981 e 1990 (β_g)

Categoria	Ano	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Empregador	1981	5,9	5,6	6,9	9,7	3,2
	1990	7,4	5,3	9,9	11,3	4,6
Conta própria	1981	18,6	57,4	29,3	36,6	53,1
	1990	17,7	59,9	27,6	31,5	49,9
Empregado	1981	53,3	24,2	48,1	42,7	27,2
	1990	61,0	26,1	46,1	48,2	28,8
Volante com intermediário	1981	12,6	2,9	1,4	1,9	2,1
	1990	5,0	2,4	4,4	1,5	1,5
Volante sem intermediário	1981	9,6	9,9	14,2	9,1	14,4
	1990	8,9	6,3	12,0	7,5	15,2
Assalariado	1981	75,5	37,0	63,7	53,7	43,7
	1990	74,9	34,8	62,5	57,2	45,5

NOTA: Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

muito elevado, ocasião em que no Nordeste se registra o maior índice, evidenciando as disparidades entre os rendimentos de grandes e pequenos proprietários. Entre 1981 e 1990 a desigualdade entre empregadores cresce em São Paulo, no Sudeste e no Centro-Oeste. A desigualdade no interior da categoria dos trabalhadores por conta própria também é alta, revelando a heterogeneidade de sua composição quanto à disponibilidade de recursos. Apenas em São Paulo e região Nordeste a desigualdade dentro desse grupo sofre alguma redução de 1981 a 1990, aumentando nas demais regiões. Dentro do grupo dos empregados e volantes a desigualdade é bem menor, indicando maior homogeneidade de rendimentos entre seus membros, especialmente no que se refere aos volantes. São estas, entretanto, as pessoas com menor rendimento médio relativo entre as diferentes categorias ocupacionais. Observa-se que, também para esses grupos, na maior parte dos casos a desigualdade cresce de 1981 a 1990.

Posição na ocupação, além de ser a variável mais importante para a explicação do grau de desigualdade em um instante de tempo, nas diferentes regiões analisadas, é também a variável mais associada com as mudanças observadas na distribuição ao longo

TABELA 5

Rendimentos médios relativos^a associados à posição na ocupação: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura^b em regiões do Brasil — 1981 e 1990 (α_g)

Categoria	Ano	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Empregador	1981	4,52	3,77	4,27	3,66	4,66
	1990	6,14	4,24	3,89	4,24	3,89
Conta própria	1981	1,35	1,03	1,07	0,89	0,98
	1990	0,98	0,99	1,02	0,82	0,99
Empregado	1981	0,71	0,60	0,64	0,62	0,83
	1990	0,52	0,59	0,58	0,48	0,80
Volante com intermediário	1981	0,49	0,45	0,60	0,54	0,77
	1990	0,45	0,35	0,48	0,37	0,67
Volante sem intermediário	1981	0,42	0,40	0,50	0,48	0,63
	1990	0,31	0,33	0,38	0,32	0,54

^a Rendimento médio da categoria sobre o rendimento médio da população.

^b Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

do tempo. A sua contribuição bruta para essas alterações da desigualdade, de 1981 a 1990, alcança 88,16% em São Paulo e está perto de 60% para as demais regiões (ver Tabela 7). Na região Nordeste, onde o crescimento da desigualdade é menos acentuado nesse período do que nas demais áreas do país, só é possível analisar com maior segurança os resultados da decomposição para o período 1981/89.¹² Neste caso, a contribuição bruta desse fator é de 60,96%.

12 Esse procedimento metodológico é a alternativa usada, neste estudo, para trabalhar com o fato de que, ao obter a variação da desigualdade entre 1981 e 1990, segundo o *L* de Theil, o resultado obtido para a região Nordeste é um valor numérico muito pequeno, que não permite que se efetue o exercício algébrico da decomposição dinâmica com segurança. Nesse caso excepcional, decide-se por efetuar a decomposição também para o período 1981/89 e desconsiderar os resultados decorrentes de variações numéricas muito pequenas no período 1981/90. Para maiores detalhes sobre os índices de 1989, ver Corrêa (1995).

TABELA 6

Índice L de Theil da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura em regiões do Brasil, no interior de cada grupo ocupacional — 1981 e 1990 (L_g)

Categoria	Ano	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Empregador	1981	0,479	0,586	0,539	0,420	0,777
	1990	0,874	0,544	0,588	0,693	0,652
Conta própria	1981	0,409	0,429	0,346	0,358	0,490
	1990	0,355	0,476	0,429	0,473	0,454
Empregado	1981	0,229	0,262	0,168	0,161	0,179
	1990	0,244	0,233	0,195	0,212	0,211
Volante com intermediário	1981	0,096	0,083	0,163	0,101	0,123
	1990	0,086	0,086	0,133	0,157	0,165
Volante sem intermediário	1981	0,073	0,129	0,088	0,111	0,129
	1990	0,112	0,098	0,116	0,210	0,121
L-total	1981	0,454	0,504	0,432	0,454	0,440
	1990	0,693	0,544	0,546	0,696	0,439

NOTA: Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

Destaca-se que o efeito renda domina o efeito composição, no período 1981/90, na maior parte das regiões brasileiras estudadas. Isto significa que as mudanças nas rendas relativas entre os diferentes grupos ocupacionais constituem o principal mecanismo responsável pelas variações na desigualdade, no período. A realocação das pessoas ocupadas na agricultura, entre as diferentes categorias ocupacionais, por sua vez, tem importância menor para a explicação das variações na desigualdade, exceto na região Sudeste. Essa exceção é explicada porque nessa região, de 1981 a 1990, ocorre redução no rendimento médio relativo dos empregadores, de tal forma que a razão de rendimentos entre empregadores e empregados mantém-se estável, ao mesmo tempo em que se verificam algumas pequenas alterações na composição da população estudada entre as categorias ocupacionais.

De maneira geral, entretanto, o efeito composição não desempenha um papel preponderante, dada a razoável estabilidade da fração da população ocupada em cada grupo ocupacional, em todas as regiões analisadas. Por outro lado, as mudanças na desigualdade

TABELA 7

Resultados da decomposição dinâmica para posição na ocupação em regiões do Brasil no período 1981/90

(Em % da variação no *L* de Theil — ΔL)

Local	Efeito composição	Efeito renda	Contribuição bruta	Efeito interno
São Paulo	18,70	69,46	88,16	11,84
Região Sul	-22,43	83,37	60,94	39,07
Região Sudeste	47,59	15,13	62,72	37,28
Região Centro-Oeste	8,58	50,06	58,64	41,36
Região Nordeste*	15,87	45,09	60,96	39,03

NOTA: Pessoas ocupadas na agricultura com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

*Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981/89. Os resultados numéricos do período 1981/90 foram desconsiderados em função de a variação da desigualdade ser muito pequena nessa região.

diretamente associadas às alterações nos diferenciais de salários (efeito renda) respondem por 69,46% da variação total dessa desigualdade em São Paulo, entre 1981 e 1990, e apresentam valores ainda mais elevados na região Sul (83,37%), sendo também elevada no Centro-Oeste (50,06%). Destaca-se que na região Sul o efeito composição apresenta sinal negativo, o que significa que a realocação do conjunto das pessoas ocupadas na agricultura entre os grupos ocupacionais considerados contribuiu, *ceteris paribus*, para a redução da desigualdade nesse período. Isto quer dizer que contribuiu em sentido “contrário” ao registrado pela evolução da desigualdade. Constata-se, pois, por essa análise de decomposição dinâmica, que as mudanças nas rendas relativas entre os grupos ocupacionais desempenham um papel primordial para o entendimento das alterações observadas na distribuição de rendimentos do trabalho nas diferentes regiões do setor agrícola brasileiro, no período em estudo. A preponderância do efeito renda na explicação da variação (ou seja, no acréscimo) da desigualdade total de rendimentos do trabalho entre 1981 e 1990 destaca a importância que podem ter medidas de política econômica que afetem os diferenciais de rendimento entre categorias, como alterações no valor real do salário mínimo.¹³

13 Aspecto mais pormenorizadamente analisado em Corrêa e Hoffmann (1996).

5.2 - A relevância da educação

A relação entre uma medida de desigualdade decomponível e um atributo específico, como a educação, pode ser adequadamente examinada se conhecidas: *a*) a distribuição da população em categorias educacionais (β_g); *b*) as rendas médias relativas a cada categoria em relação à renda média global (α_g); *c*) a desigualdade no interior de cada categoria. Então, de forma análoga ao procedimento adotado para estudar a relevância de posição na ocupação, procura-se, a seguir, apresentar a evolução de cada um desses três componentes para as diferentes regiões do país, nos anos em estudo.

A composição da população ocupada no setor agrícola, conforme categorias (ou níveis) educacionais, de 1981 a 1990, apresenta alterações no sentido de alguma melhora em termos de ampliação do tamanho relativo dos grupos de maior nível educacional e redução daqueles com menor instrução. Essa mudança da distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura, ao longo dos sete níveis educacionais considerados nessa análise, está registrada na Tabela 8. Por esses valores pode-se constatar que a região Nordeste é aquela em que a modificação é menor, no sentido de que a redução do percentual de pessoas sem instrução ou com no máximo três anos de estudo (primário incompleto) é muito pequena relativamente às demais áreas do país, além de ser esta região aquela em que se mantém bem menor o percentual de pessoas com pelo menos um ano de instrução. De 1981 a 1990 reduz-se de 91,9% para 88,5% o percentual de pessoas com no máximo primário incompleto no Nordeste (queda de apenas 3,7%), enquanto na região Sul a redução é de cerca de 20% (com esse percentual passando de 61% para 49,1% no mesmo período).

Embora a Tabela 8 apresente indícios claros de que ocorre melhora em termos dos níveis de escolaridade no período em estudo, ela também revela as disparidades regionais quanto à distribuição da educação, que permanecem praticamente inalteradas de 1981 a 1990. A região Sul, seguida por São Paulo, apresenta uma distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura por níveis educacionais qualitativamente melhor do que as demais áreas do país, embora o percentual de pessoas com no máximo instrução primária incompleta ainda seja muito elevado em 1990 (cerca de 50%) nessas duas regiões. As regiões Sudeste e Centro-Oeste mostram uma situação intermediária, com desempenho pouco superior desta última. Na realidade, essas disparidades regionais são mais graves do que indicam esses valores quantitativos, pois há estudos que mostram ser a qualidade da educação básica muito diferente entre as regiões do país, em prejuízo da região Nordeste [ver Gatti, Esposito e Silva (1993)].

Quanto à evolução do nível de escolaridade entre as diferentes categorias ocupacionais na população em estudo, observa-se que, em todas elas, ainda é muito alta a proporção de pessoas sem instrução ou com no máximo três anos de escolaridade (primário incompleto) em 1990, conforme pode ser visto na Tabela 9. Entretanto, essa presença é bem mais acentuada entre os volantes, empregados e trabalhadores por conta própria. Entre os empregadores essa proporção é bem menor, sendo cerca de 50% do percentual correspondente entre os volantes sem intermediário, nas várias regiões do país, exceto a Nordeste. Nesta região, em 1990, o percentual de pessoas com no máximo primário incompleto é de 91,92% entre os volantes sem intermediário e de 70,35% entre os empregadores. A categoria empregador, além de ser aquela em que é menor a

TABELA 8

Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura, conforme níveis de escolaridade, em regiões do Brasil — 1981 e 1990 (β_g)

Categoria	Ano	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Superior	1981	0,5	0,7	0,4	0,5	0,1
	1990	2,0	0,8	0,1	1,5	0,2
Colegial	1981	2,0	1,5	1,3	1,9	0,3
	1990	3,9	3,4	2,9	4,2	0,6
Ginásio completo	1981	2,2	1,7	1,3	1,9	0,4
	1990	3,5	4,1	2,0	2,5	0,7
Ginásio incompleto	1981	5,8	10,0	3,0	5,0	1,9
	1990	8,1	15,3	6,2	9,4	3,1
Primário completo	1981	22,0	25,1	18,3	16,5	5,4
	1990	26,7	27,3	21,8	19,4	6,9
Primário incompleto	1981	37,6	34,0	37,4	34,8	28,2
	1990	33,8	29,3	33,0	30,2	26,0
Sem instrução < 1 ano	1981	29,9	27,0	38,3	39,4	63,7
	1990	22,0	19,8	33,1	32,8	62,5

NOTA: Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

proporção de pessoas que não completaram a instrução primária, é a classe que apresenta a maior proporção de pessoas com nível superior ou colegial de instrução (lembrando que esse nível de instrução pode ser incompleto ou completo, conforme definição feita no item *a* da Seção 3).

Os volantes configuram-se como aqueles com pior nível de escolaridade entre as pessoas ocupadas na agricultura, seguidos pelos empregados e trabalhadores por conta própria. Observa-se que, embora tenha havido alguma melhora no nível de escolaridade da distribuição das pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990, esta melhora não foi suficiente para resolver a questão da desigualdade da distribuição da educação entre as diferentes categorias ocupacionais [ver Corrêa (1995)].

A manutenção dos desequilíbrios regionais quanto à distribuição da educação bem como a desigualdade dessa distribuição entre categorias ocupacionais são fatores que

TABELA 9

Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura de regiões do Brasil, em 1990, conforme categoria ocupacional e níveis de escolaridade

Categoria/instrução	Região				
	São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
<i>Empregador</i>					
Colegial/superior	26,98	26,22	18,69	26,76	6,09
Primário completo/ginásio incompleto/completo	41,78	44,18	37,31	41,65	23,56
Sem instrução/primário incompleto	31,24	29,60	44,00	31,59	70,35
<i>Conta própria</i>					
Colegial/superior	6,79	3,64	2,43	3,64	0,45
Primário completo/ginásio incompleto/completo	43,57	50,44	29,93	29,71	10,87
Sem instrução/primário incompleto	49,64	45,92	67,64	66,65	88,68
<i>Empregado</i>					
Colegial/superior	4,03	2,68	2,80	3,02	0,85
Primário completo/ginásio incompleto/completo	36,85	42,81	31,17	30,56	10,14
Sem instrução/primário incompleto	59,12	54,51	66,03	66,42	89,01
<i>Volante com intermediário</i>					
Colegial/superior	2,08	0,00	0,84	0,00	0,00
Primário completo/ginásio incompleto/completo	37,50	32,72	20,98	36,16	6,33
Sem instrução/primário incompleto	60,42	67,28	78,18	63,84	93,67
<i>Volante sem intermediário</i>					
Colegial/superior	1,19	0,00	0,48	0,56	0,00
Primário completo/ginásio incompleto/completo	35,71	34,29	23,03	26,80	8,08
Sem instrução/primário incompleto	63,10	65,71	76,49	72,64	91,92

NOTA: Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

podem contribuir acentuadamente para uma desigualdade maior da distribuição do rendimento do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura, a não ser que simultaneamente tenha ocorrido um achatamento suficientemente forte dos diferenciais de renda. Procura-se então, a seguir, analisar a evolução das rendas médias relativas dos diversos grupos educacionais, com o intuito de buscar um melhor entendimento sobre as modificações relacionadas à educação das pessoas e seus efeitos sobre a desigualdade, entre 1981 e 1990.

As rendas médias relativas para os sete grupos educacionais em que a população está dividida nesta pesquisa, em 1981 e 1990, estão na Tabela 10.

TABELA 10

Rendimentos médios relativos^a associados à educação: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura^b de regiões do Brasil — 1981 e 1990 (α_g)

Categoria	Ano	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Superior	1981	8,43	4,89	8,07	5,61	16,74
	1990	3,51	7,33	9,33	7,41	9,05
Colegial	1981	4,79	2,28	2,47	3,48	5,48
	1990	1,69	2,19	2,78	3,23	3,26
Ginásio completo	1981	1,60	2,44	2,91	1,49	3,64
	1990	1,25	1,28	1,84	1,86	2,08
Ginásio incompleto	1981	1,18	1,19	2,39	1,40	2,74
	1990	3,16*	1,25	1,38	1,05	1,85
Primário completo	1981	1,05	1,10	1,15	1,34	1,40
	1990	0,97	0,95	1,02	1,02	1,17
Primário incompleto	1981	0,88	0,92	0,95	0,88	1,10
	1990	0,61	0,83	0,79	0,65	1,09
Sem instrução/ < 1 ano	1981	0,66	0,69	0,68	0,72	0,80
	1990	0,45	0,61	0,65	0,66	0,85

^a Rendimento médio da categoria sobre o rendimento médio da população.

^b Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

* Esse valor está associado ao fato de em São Paulo, em 1990, existir na amostra um empregador com renda muito elevada, de aproximadamente 452 salários mínimos, com nível de instrução ginásial incompleto. Fato esse que também está relacionado com o crescimento da desigualdade nesse estado, em 1990.

Os valores da Tabela 10 mostram que os grupos educacionais, nas regiões estudadas, registram declínio do rendimento médio relativo no período, com poucas exceções.

É preciso porém ressaltar que, como efetivamente ocorre aumento na proporção de pessoas mais educadas entre aquelas ocupadas na agricultura brasileira, de 1981 a 1990 (ver Tabela 8), esse declínio do rendimento médio relativo seria esperado. Então, para poder visualizar os retornos à educação através de um instrumento que não seja afetado por alterações na renda média global da população e conseqüentemente também seja independente da composição educacional da população, obtém-se a razão entre a renda média de cada categoria educacional e a renda média dos sem instrução (ou com menos de um ano de estudo), o que está registrado na Tabela 11.

TABELA 11

Razão entre a renda média de cada categoria educacional e a renda média dos sem instrução: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura de regiões do Brasil — 1981 e 1990

Categoria	Ano	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Superior	1981	12,72	7,09	11,87	7,79	20,92
	1990	7,80	12,02	14,35	11,23	10,64
Colegial	1981	7,26	3,30	3,63	4,83	6,85
	1990	3,75	3,59	4,28	4,89	3,83
Ginásio completo	1981	2,42	3,54	4,28	2,07	4,55
	1990	2,78	2,10	2,83	2,82	2,45
Ginásio incompleto	1981	1,79	1,72	3,51	1,94	3,42
	1990	7,02*	2,05	2,12	1,59	2,18
Primário completo	1981	1,59	1,59	1,69	1,86	1,75
	1990	2,15	1,56	1,57	1,54	1,38
Primário incompleto	1981	1,33	1,33	1,40	1,22	1,37
	1990	1,35	1,36	1,21	0,98	1,28
Sem instrução/ <1 ano	1981	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	1990	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

NOTA: Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

*Esse valor está associado à existência de um empregador com nível de escolaridade ginásial incompleto, com renda muito elevada (cerca de 452 salários mínimos), em São Paulo, em 1990.

Embora os valores obtidos revelem que a razão entre a renda média de cada categoria educacional e a renda média dos sem instrução declinou para todos os grupos na região Nordeste, essa tendência não é a regra nas demais regiões do Brasil. Nesses casos observa-se a ocorrência de crescimento dessa razão para algumas categorias, enquanto para outras há declínio, não sendo possível estabelecer a existência de uma tendência única. Além desse aspecto, o que se pode efetivamente constatar é que os retornos à educação associados a rendimentos do trabalho, no setor agrícola brasileiro, são muito elevados.

Essa é uma característica comum a todas as regiões, inclusive o Nordeste, de tal forma que não é possível afirmar que tenha havido, nesse período, uma forte redução dos diferenciais de renda entre os diferentes grupos educacionais em que a população está dividida. Isso pressupõe que a manutenção dos desequilíbrios regionais quanto à distribuição de educação, bem como a desigualdade dessa distribuição, inclusive entre as diferentes categorias ocupacionais, contribuiu, efetivamente, para o crescimento da desigualdade de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira.

A desigualdade dos rendimentos do trabalho no interior de cada categoria educacional é a parcela da desigualdade total gerada por outros fatores que não a educação. Conforme pode ser observado na Tabela 12, entre 1981 e 1990 a desigualdade interna medida pelo índice L de Theil, no Nordeste, reduz-se em todas as categorias, exceto para o grupo com curso primário incompleto. Na região Sul aumenta em quatro categorias, reduzindo-se para os grupos com escolaridade colegial e com ginásio ou primário completo. Em São Paulo cai para nível superior, colegial e entre os sem instrução, aumentando para os demais grupos. No Sudeste só ocorre redução para os grupos com instrução ginasial, e na região Centro-Oeste apenas para o grupo das pessoas com ginásio incompleto, aumentando bastante para as demais categorias.

O que se pode constatar por esses valores é que, além de a desigualdade interna para grande parte das categorias educacionais nas regiões do país (exceto Nordeste) ser crescente, os valores de L são elevados, de tal forma a mostrar que outros atributos individuais e outras variáveis socioeconômicas, que não a educação, geram grande parte da desigualdade total.

Para todas as regiões do setor agrícola brasileiro observa-se que, de 1981 a 1990, a contribuição da educação para as modificações na desigualdade total está mais fortemente associada às alterações no tamanho relativo dos grupos educacionais do que às mudanças nas rendas relativas entre esses grupos, pois o efeito composição mostra-se como o maior responsável pela variação da desigualdade total nesse período, conforme pode ser constatado na Tabela 13.

Observa-se que, na região Sul, quando a variável educação é considerada isoladamente, as mudanças relacionadas à sua alocação e diferenciais de renda relativa (contribuição bruta) explicam a totalidade da variação na desigualdade entre 1981 e 1990. O efeito interno é negativo, mostrando que a desigualdade dentro dos grupos, associada a outros fatores que não a educação, contribui em sentido oposto ao registrado pela evolução da desigualdade total no período, ou seja, no sentido de sua redução.

TABELA 12

Índice L de Theil da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura de regiões do Brasil, no interior de cada categoria educacional — 1981 e 1990 (L_g)

Categoria	Ano	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste
Superior	1981	0,529	0,267	0,610	0,281	0,642
	1990	0,370	0,377	0,619	0,564	0,423
Colegial	1981	0,889	0,572	0,450	0,540	0,712
	1990	0,473	0,436	0,589	0,807	0,550
Ginásio completo	1981	0,529	0,868	0,759	0,396	0,888
	1990	0,674	0,468	0,658	0,527	0,764
Ginásio incompleto	1981	0,603	0,488	0,962	0,551	0,847
	1990	1,741	0,566	0,568	0,523	0,623
Primário completo	1981	0,377	0,521	0,426	0,505	0,521
	1990	0,486	0,443	0,486	0,600	0,471
Primário incompleto	1981	0,366	0,432	0,369	0,347	0,362
	1990	0,371	0,443	0,380	0,377	0,480
Sem instrução/ < 1 ano	1981	0,231	0,377	0,225	0,339	0,355
	1990	0,199	0,456	0,349	0,598	0,349

NOTA: Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

No Sudeste há uma forte preponderância do efeito composição. Nessa região o sinal negativo do efeito renda significa que as mudanças nas rendas relativas entre os grupos educacionais teriam contribuído, *ceteris paribus*, para uma “redução” da desigualdade entre 1981 e 1990.

A variação numérica muito pequena da desigualdade total no Nordeste, de 1981 a 1990, por *L*, não permite que os resultados numéricos obtidos sejam analisados. Porém, para o período 1981/89 há domínio claro do efeito composição, apresentando-se negativo o efeito renda. A contribuição bruta da educação para a variação da desigualdade nessa região é de cerca de 22%, valor bem menor do que o registrado nas demais áreas do país.

Desses resultados é possível concluir que a realocação do conjunto das pessoas ocupadas na agricultura brasileira, entre diferentes categorias educacionais, mostra-se

TABELA 13

Resultados da decomposição dinâmica para educação em regiões do Brasil no período 1981/90

(Em % da variação no *L* de Theil — ΔL)

Local	Efeito composição	Efeito renda	Contribuição bruta	Efeito interno
São Paulo	46,84	14,92	61,76	38,24
Região Sul	76,37	30,62	106,99	-6,99
Região Sudeste	70,39	-8,41	62,00	38,00
Região Centro-Oeste	31,61	13,58	45,19	54,81
Região Nordeste*	34,38	-11,41	22,97	77,03

NOTA: Pessoas ocupadas na agricultura, com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

*Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981/89. Os resultados numéricos do período 1981/90 foram desconsiderados em função de a variação da desigualdade ser muito pequena nessa região.

relevante para a explicação da variação da desigualdade total de rendimentos do trabalho, nas várias regiões do Brasil, entre 1981 e 1990. A contribuição de educação para o crescimento da desigualdade, no período, está mais associada à ocorrência de alguma melhora no conteúdo educacional das pessoas ocupadas do que com alterações nas rendas relativas desses grupos.

O efeito composição se mostra mais importante para a explicação do aumento da desigualdade no período, em função de a melhoria do nível educacional não ter sido acompanhada de uma redução da desigualdade da distribuição da educação. Essa distribuição mantém-se ainda em 1990 muito desigual, além de a maior parte das pessoas ocupadas possuir baixo nível educacional, o que contribui para a manutenção de retornos à educação muito elevados em todas as regiões brasileiras.¹⁴ Esse resultado reitera a importância da adoção de políticas que gerem uma melhoria do nível educacional das pessoas ocupadas na agricultura, simultaneamente a uma redução da desigualdade dessa distribuição.

14 Esse resultado ratifica as conclusões obtidas por Lam e Levison (1990). Esses autores, trabalhando com amostras de homens brasileiros e norte-americanos com rendimento positivo, com base em informações de 1985, mostram que ocorre no Brasil aumento na média dos anos de escolaridade. Eles revelam que, entretanto, essa média é bem inferior à de países desenvolvidos, como os Estados Unidos, e que no Brasil os retornos à educação são significativamente mais elevados do que naquele país, o que é consistente com comparações análogas entre países subdesenvolvidos e desenvolvidos. Observam ainda esses autores que, enquanto diminui a variância da escolaridade norte-americana, a brasileira aumenta (embora registrem que essa tendência pode ter passado por um máximo, havendo uma tendência de redução da desigualdade para grupos mais jovens).

5.3 - A relevância de idade e sexo

Segundo análise efetuada por Corrêa (1995, p. 343-347), é possível observar que a composição percentual da população ocupada na agricultura brasileira conforme grupos etários apresenta-se relativamente estável, nas diferentes regiões do país, entre 1981 e 1990. O mesmo se constata quando a população é dividida conforme o sexo. O rendimento médio das diferentes categorias etárias relativamente à renda média global apresenta, em geral, tendência de redução no período. Entretanto, se a população é dividida segundo sexo não há uma tendência clara de variação dos rendimentos relativos. Já a desigualdade interna aos grupos, esteja a população dividida quanto a idade ou sexo, é, em geral, crescente.

A decomposição dinâmica da desigualdade para idade, cujos resultados estão na Tabela 14, indica a preponderância do efeito renda para a explicação da variação da desigualdade total de rendimentos no período em estudo. A única exceção clara é a região Sul, onde domina o efeito composição. O efeito renda no Sul é negativo, mostrando que as modificações nas rendas relativas dos diferentes grupos etários contribuem para a redução da desigualdade total no período. Essa é a região onde é menor a contribuição bruta de idade para a variação da desigualdade entre 1981 e 1990, enquanto São Paulo apresenta contribuição bruta de idade bastante elevada nesse mesmo período, de 49,06%.

Um aspecto interessante apontado pela decomposição dinâmica quando se considera apenas a idade é que a contribuição bruta dessa variável é bem maior ao longo do tempo do que em um dado instante (decomposição estática). A única exceção é a região Sul,

TABELA 14

Resultados da decomposição dinâmica para idade em regiões do Brasil no período 1981/90

(Em % da variação no *L* de Theil — ΔL)

Local	Efeito composição	Efeito renda	Contribuição bruta	Efeito interno
São Paulo	3,65	45,41	49,06	50,95
Região Sul	12,79	-3,20	9,59	90,41
Região Sudeste	4,76	11,85	16,61	83,38
Região Centro-Oeste	3,31	17,80	21,11	78,89
Região Nordeste*	2,59	17,20	19,79	80,22

NOTA: Pessoas ocupadas na agricultura com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

*Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981/89. Os resultados numéricos do período 1981/90 foram desconsiderados em função de a variação da desigualdade ser muito pequena nessa região.

onde o poder explicativo desse fator nos dois tipos de decomposição é aproximadamente igual e baixo. Esse aspecto parece mostrar que a contribuição de experiência ou mesmo do aprendizado no próprio trabalho, representados neste estudo pelo fator idade, tem maior peso para a explicação do crescimento da desigualdade ao longo do período 1981/90, do que em cada ano considerado nessa análise. Esse fato é especialmente importante em São Paulo, onde a contribuição bruta de idade na decomposição dinâmica é de cerca de 50%.

Considerando a divisão da população conforme sexo, apenas na região Sudeste o efeito interno não explica, praticamente sozinho, a variação da desigualdade entre 1981 e 1990, pois se situa em torno de 90%. Nas demais regiões assume valores em torno de 100%. Isto quer dizer que a variação da desigualdade ao longo desse período está mais fortemente associada a posição na ocupação, educação, idade, e a outros atributos individuais, que não sexo (ver Tabela 15).

TABELA 15

Resultados da decomposição dinâmica para sexo em regiões do Brasil no período 1981/90

(Em % da variação no *L* de Theil — ΔL)

Local	Efeito composição	Efeito renda	Contribuição bruta	Efeito interno
São Paulo	-1,20	3,88	2,68	97,32
Região Sul	-3,28	-4,67	-7,95	107,95
Região Sudeste	1,87	9,03	10,90	89,11
Região Centro-Oeste	1,29	-1,81	-0,52	100,52
Região Nordeste*	-0,96	-9,15	-10,11	110,11

NOTA: Pessoas ocupadas na agricultura com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos de idade ou mais e trabalhando 20 horas ou mais por semana.

*Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981/89. Os resultados numéricos do período 1981/90 foram desconsiderados em função de a variação da desigualdade ser muito pequena nessa região.

6 - Considerações finais

A análise dos condicionantes da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura, nas diferentes regiões do país, feita através da decomposição estática do índice *L* de Theil, destaca o papel principal desempenhado pela variável posição na ocupação para a explicação da desigualdade. Seguem-se, em ordem de importância, educação, idade e sexo.

Posição na ocupação é considerada uma *proxy* para a distribuição prévia de riqueza e capital entre as pessoas ocupadas no setor agrícola e apresenta, seja em termos brutos ou marginais, a maior contribuição para a explicação da desigualdade de rendimentos. Consta-se, inclusive, que o poder explicativo bruto dessa variável é mais elevado nas regiões onde é mais forte a presença da empresa capitalista, como o Estado de São Paulo e regiões Centro-Oeste e Sudeste, mostrando que quanto mais empresarial é o sistema agrícola vigente, maior é a importância da posse prévia de riqueza e dos meios de produção na formação dos rendimentos do trabalho. Reforça-se ainda esse aspecto pelo fato de que a contribuição bruta de posição na ocupação para a explicação da desigualdade cresceu de 1981 a 1990 em todas as regiões do país. A maior relevância do fator posição na ocupação destaca a importância do conceito de classes e a distribuição prévia da riqueza nas diferentes regiões do setor agrícola brasileiro e reitera o papel vital que a adoção de políticas de modificações estruturais pode ter no processo de distribuição da renda no Brasil, especialmente neste setor. Isto significa a adoção de políticas que equacionem a questão da posse de terra, bem como a implementação de um sistema de tributação fundiária, ou mesmo políticas que normatizem as relações de trabalho no meio rural.

Observa-se, também, que as mudanças nas rendas relativas entre as diferentes categorias ocupacionais (efeito renda) são mais importantes na explicação da variação da desigualdade total entre 1981 e 1990, quando se considera a população ocupada no setor agrícola dividida conforme categorias ocupacionais, do que as mudanças no tamanho relativo dessas categorias (efeito composição), em todas as regiões geográficas estudadas, exceto no Sudeste. Isso é um indicador de que o fortalecimento das associações de classe dos trabalhadores assalariados pode redundar em aumentos mais significativos no rendimento do trabalho assalariado na agricultura e, em consequência, contribuir para a redução dos diferenciais de rendimentos entre as diversas categorias ocupacionais e, dessa forma, para a redução da desigualdade de rendimentos nesse setor. A maior relevância do efeito renda também ressalta a importância que podem ter medidas de política econômica que afetem os diferenciais de rendimento entre as várias categorias ocupacionais, como uma alteração (valorização) no valor real do salário mínimo, ou de preços agrícolas recebidos pelos pequenos produtores.

É preciso ressaltar ainda que entre as regiões estudadas a Centro-Oeste é a única que no período 1981/90 registra crescimento do valor do Theil-L dentro de todas as categorias ocupacionais (embora nas demais regiões também ocorra, em geral, tendência de crescimento da desigualdade dentro dos grupos ocupacionais). Registra-se também que a desigualdade dentro da categoria empregador é bem mais elevada do que nas demais, particularmente em relação a empregados e volantes, em todas as regiões do país.

Educação apresenta-se, também, como um fator muito relevante para a desigualdade de rendimentos do trabalho, em todas as regiões estudadas, sendo superada apenas por posição na ocupação. Também o crescimento da contribuição bruta dessa variável para a desigualdade, de 1981 a 1990, é acentuado em todas as regiões do país, exceto no Nordeste, em que se reduz no mesmo período. Sabe-se que existe causalidade nos dois sentidos entre renda e escolaridade. No Brasil ocorre, entretanto, uma perversa relação histórica entre essas variáveis, especialmente no setor agrícola, pois a renda familiar é um dos determinantes significativos da escolaridade alcançada pelas pessoas. Sendo nível educacional um privilégio quase exclusivo dos que já são ricos, que passam para seus filhos, ao longo do tempo, 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 no setor agrícola brasileiro.

A composição percentual da população ocupada na agricultura por níveis educacionais apresenta alguma melhora entre 1981 e 1990, nas regiões do país (exceto no Nordeste, em que as alterações são bem reduzidas), embora sua distribuição mostre-se bem desigual e seu nível médio reduzido. As disparidades regionais quanto à composição percentual da população por níveis educacionais permanecem inalteradas no período em estudo, bem como entre as diferentes categorias ocupacionais. As regiões Sul e São Paulo são as que apresentam distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura por níveis educacionais qualitativamente superior às demais áreas do país (embora ainda registrem elevada proporção de pessoas com no máximo instrução primária incompleta). Em todas as regiões estudadas, os empregadores constituem a categoria que apresenta a melhor distribuição da educação, com maior percentual de pessoas com instrução superior ou colegial (completa ou incompleta). Os volantes, por outro lado, são os que possuem menor nível de escolaridade entre as pessoas ocupadas na agricultura, seguidos pelos empregados.

Observa-se, adicionalmente, que as alterações na composição da população ocupada na agricultura, em diferentes categorias educacionais (efeito composição), de 1981 a 1990, mostram-se mais importantes para a explicação da variação da desigualdade do que o efeito renda, em todas as regiões estudadas, especialmente na região Sul. Nessa região o efeito composição explica cerca de 76% da variação da desigualdade entre 1981 e 1990, enquanto essa explicação é bem menor nas regiões Nordeste (34,38%) e Centro-Oeste (31,61%).

Esses resultados permitem concluir que a adoção de reformas estruturais que objetivem a melhora qualitativa e quantitativa da educação é imprescindível para a redução da desigualdade de rendimentos na agricultura brasileira. E que é preciso, simultaneamente, que as estratégias adotadas para essa finalidade se destinem não apenas a melhorar o nível educacional da população agrícola brasileira, mas fundamentalmente tornar sua distribuição menos desigual, priorizando o ensino básico, particularmente na região Nordeste, onde é muito elevado, ainda em 1990, o percentual de pessoas ocupadas no setor agrícola com no máximo instrução primária incompleta (cerca de 88%).

Idade e sexo mostram ter menor peso na explicação da desigualdade de rendimentos, tanto em termos estáticos como dinâmicos, em todas as regiões do país. É preciso ressaltar, entretanto, que em São Paulo o fator idade apresenta poder explicativo relevante para a explicação da desigualdade, semelhante ao assumido por educação, mostrando que, nesse estado, experiência e aprendizado no próprio trabalho podem contribuir tanto quanto a educação formal para a formação dos rendimentos. Observa-se também que na região Nordeste a discriminação contra as mulheres, em relação à formação dos rendimentos do trabalho, é mais acentuada do que nas demais regiões do país.

Do conjunto de conclusões aqui registradas é possível, finalmente, reiterar que a questão da desigualdade de rendimentos pessoais na agricultura brasileira deve considerar, necessariamente, o acesso à posse da terra. Simultaneamente, que é preciso também adotar políticas cujo objetivo seja a melhoria educacional, bem como o enfrentamento das disparidades regionais do desenvolvimento do país.

Abstract

This paper presents a regional analysis of some explanatory variables (economic and social demographic) for income inequality among persons occupied in the Brazilian agriculture in 1981 and 1990. More specifically, it aims at investigating the relations between the composition of the population occupied according to these variables and inequality (through static decomposition), as well as between changes in this composition and inequality (dynamic decomposition). The source of the data is the PNAD. The analysis shows that occupation is the main factor associated with inequality, and indicates the predominance of the income effect in explaining the variation of total inequality between 1981 and 1990 in most of the geographical regions analysed, considering the agriculture population according to occupational categories. The results indicate that the question of inequality in personal income in the Brazilian agriculture must consider the concentration of land ownership as a priority, simultaneously with policies to improve education.

Bibliografia

- ANAND, S. *Inequality and poverty in Malaysia — measurement and decomposition*. Oxford University Press, 1983 (World Bank Research Publication).
- BARROS, R. P., REIS, J. G. A. Educação e desigualdade de salários. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1989*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, p.335-362, 1989.
- 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, v.13, n.2, p.76-97, abr./jun. 1993.
- BONELLI, R., SEDLACEK, G. L. Distribuição de renda: evolução no último quarto de século. In: SEDLACEK, G. L., BARROS, R. P. (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1989 (Série Monográfica, 35).
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. *Econometrica*, v. 47, n. 4, p.901-920, Jul. 1979.
- CORRÊA, A. M. C. J. *Distribuição de rendimentos e pobreza na agricultura brasileira: 1981-1990*. Piracicaba: Departamento de Economia e Sociologia Rural, Esalq/USP, 1995, 356 p. (Tese de Doutorado).
- CORRÊA, A. M. C. J., HOFFMANN, R. Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, 1981-1990. *Anais do XXXIII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Curitiba-PR, v.III, p. 1.461-1.478, 1995.
- . Fatores condicionantes da desigualdade de rendimentos na agricultura paulista: 1981-1990. *Anais do XXXIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Aracaju-SE, v.I, p. 816-839, 1996.

- DENSLow, D. J., TYLER, W. G. Perspectivas sobre pobreza e desigualdade de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.13, n.3, p. 863-904, dez. 1983.
- DUARTE, J. C. *Aspectos da distribuição da renda no Brasil em 1970*. Piracicaba: Departamento de Economia e Sociologia Rural, Esalq/USP, 1971, 85 p. (Tese de Mestrado).
- FALCÃO, D. Situação do Brasil piorou, aponta a ONU. *Folha de S. Paulo*, São Paulo, Caderno Brasil 1, p. 6, 18 de jul., 1996.
- FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. *The American Economic Review*, v.LXVII, n.2, p.391-402, May 1972.
- . Distribuição de renda no Brasil — um novo exame. *Dados*, Rio de Janeiro, v.11, p.10-80, 1973.
- FISHLOW, A., FISZBEIN, A., RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil e na Argentina: uma análise comparativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.23, n.1, p. 1-32, abr. 1993.
- GATTI, B. A., ESPOSITO, Y., SILVA, R. N. da. *Características de professores(as) e da profissão de professor(a) de 1^o grau no Brasil*. São Paulo: Fundação Carlos Chagas, 1993 (Relatório de Pesquisa). Versão preliminar.
- GUEDES, L. C. A. *Condicionantes da distribuição de renda na agricultura de Goiás em 1980*. Piracicaba: Departamento de Economia e Sociologia Rural, Esalq/USP, 1992, 107 p. (Dissertação de Mestrado).
- HOFFMANN, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição de renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, Rio de Janeiro, v.13, n.4, p.7-17, 1973.
- . Distribuição da renda no Brasil, em 1980, por unidades da Federação. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v.3, n.1, p.31-41, jan./mar. 1983.
- . Distribuição da renda e pobreza na agricultura brasileira. In: DELGADO, G. C., GASQUES, J. G., VILLA VERDE, C. M. (orgs.). *Agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, 1990 (Série IPEA, 127, p.3-111).
- . *Crise econômica e pobreza no Brasil no período 1979-90*. Piracicaba: Departamento de Economia e Sociologia Rural, Esalq/USP, jul. 1992a (Relatório de Pesquisa).
- . Vinte anos de desigualdade e pobreza na agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v.30, n.2, p.97-113, abr./jun. 1992b.
- . Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-90. *Anais do XIV Encontro Brasileiro de Econometria*, Campos do Jordão, v.1, p. 311-336, 1992c.

- . Distribuição da renda e pobreza na agricultura paulista. *São Paulo em Perspectiva*, São Paulo, v.7, n.3, p. 107-115, jul./set. 1993a.
- . *O rendimento das pessoas ocupadas na agropecuária*. Piracicaba: Departamento de Economia e Sociologia Rural, Esalq/USP, fev. 1993b (Relatório de Pesquisa).
- . 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: USP, 1997, no prelo.
- HOFFMANN, R., DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, Rio de Janeiro, v.12, n.2, p. 46-66, abr./jun. 1972.
- HOFFMANN, R., KAGEYAMA, A. A. Distribuição da renda no Brasil, entre famílias e entre pessoas, em 1970 e 1980. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.16, n.1, p.25-51, jan./abr. 1986.
- LAM, D., LEVISON, D. O declínio na desigualdade da escolaridade no Brasil e seus efeitos na desigualdade de rendimento. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.10, n.2, p.243-278, nov. 1990.
- LANGONI, C. G. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973, 315 p.
- . *Distribuição da renda: resumo da evidência*. Rio de Janeiro: FGV, 1974, 43 p. (Ensaio Econômico, EPGE, 17).
- LEONE, E. T. *Pobreza e trabalho no Brasil: análise das condições de vida e ocupação das famílias agrícolas nos anos 80*. Campinas: Departamento de Ciências Sociais do Instituto de Filosofia e Ciências Humanas/Universidade Estadual de Campinas, 1994, 233 p. (Tese de Doutorado).
- PNAD-81. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (mão-de-obra)*. Rio de Janeiro: IBGE, v.5, tomo 11, Brasil e grandes regiões, p. 1-538, 1981.
- PNAD-90. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (mão-de-obra)*. Rio de Janeiro: IBGE, v. 14, tomo 1, Brasil e grandes regiões, p. 1-311, 1990.
- RAMOS, L. R. A. *The distribution of earnings in Brazil: 1976-1985*. Berkeley: University of California, 1990, 133 p. (Ph.D. Dissertation).
- . *A distribuição de rendimentos no Brasil: 1976/85*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993, 135 p. (Série IPEA, 141).

ROCHA, S. *Poverty in Brazil: basic parameters and empirical results*. International Seminar Labor Market Roots of Poverty and Inequality in Brazil, Rio de Janeiro, 1992, 25 p.

ROMÃO, M. C. Distribuição de renda, pobreza e desigualdades regionais no Brasil. In: CAMARGO, J. M., GIAMBIAGI, F. (orgs.). *Distribuição da renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, p. 97-120, 1991.

SHORROCKS, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, v.48, n.3, p.613-625, Apr. 1980.

(Originais recebidos em fevereiro de 1997. Revistos em abril de 1997.)

