

Fatores Condicionantes da Desigualdade de Rendimentos na Agricultura Paulista: 1981-90*

Angela M. C. Jorge Corrêa**

Rodolfo Hoffmann***

Sumário: 1. Introdução; 2. Base de dados; 3. Fundamentos metodológicos; 4. Análise dos fatores condicionantes da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura paulista (1981-90); 5. Considerações finais.

Palavras-chave: distribuição de renda; desigualdade; São Paulo.

Este artigo analisa a importância relativa de algumas variáveis explicativas (econômicas e sócio-demográficas) na evolução da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do estado de São Paulo, no período 1981-90. Essa análise é realizada a partir de informações das PNADs, através da decomposição estática dos índices de desigualdade de Theil. O artigo discute, ainda, os diferenciais de rendimentos associados às variáveis explicativas, através de análise de regressão ponderada. Observa-se que, entre os fatores considerados, posição na ocupação tem papel relevante, enfatizando a importância da posse prévia de riqueza e dos meios de produção na formação dos rendimentos do trabalho no setor rural do estado.

This paper analyzes the relative importance of some explanatory variables (economic and social-demographic) for the evolution of income inequality among persons occupied in the agricultural sector in the state of São Paulo, during the period 1981-90. This analysis is carried out with data from the PNAD (a sample survey carried out annually by IBGE, the national statistical office), through the static decomposition of Theil inequality indices. A discussion about income differentials associated to explanatory variables is also made using weighted regression analysis. It is observed that, among the factors considered, the position in the occupation has a relevant role, emphasizing the importance of previous possession of wealth and of production factors in the determination of income in the state's rural sector.

1. Introdução

A evolução histórica da economia brasileira é caracterizada por um processo de concentração de renda, que tem ocorrido em presença de alterações

* Artigo recebido em ago. 1996 e aprovado em mar. 1997.

** Professora da UNIMEP.

*** Professor da ESALQ/USP, professor visitante do IE/UNICAMP e bolsista do CNPq.

na política econômica e flutuações no desempenho macroeconômico. Entretanto, apenas após o final dos anos 60, com a maior disponibilidade de informações confiáveis sobre distribuição pessoal da renda no país, através dos dados fornecidos pelos censos demográficos e pelas pesquisas nacionais por amostras de domicílios (PNADs), é que foi possível a implementação de pesquisas adequadamente fundamentadas sobre o tema.¹

Essas pesquisas, e as que se seguiram, mostram que a desigualdade de rendimentos pessoais cresceu tanto nos anos 60 e 70, que foram, em média, períodos de forte crescimento da renda, quanto nos anos 80, caracterizados pela redução (ou mesmo estagnação) no ritmo do crescimento econômico. No setor agrícola brasileiro, esse crescimento contínuo da desigualdade de rendimentos pessoais nas últimas três décadas está comprovado através de vários estudos (Fishlow, 1972; Langoni, 1973; Hoffmann, 1990, 1992a, 1992b, 1992c, 1993a, 1993b, 1994a, 1994b; Hoffmann & Kageyama, 1986; Guedes, 1992; Leone, 1994; Corrêa, 1995; Corrêa & Hoffmann, 1995). Considerando o período mais recente, referente aos anos 80, observa-se que, de 1981 a 1990, a desigualdade aumenta, o rendimento médio diminui, e a pobreza absoluta se amplia nesse setor.² Análise de dados fornecidos pelas PNADs, efetuada por Corrêa (1995), constata que, no período 1981-90, ocorre aumento do grau de concentração de rendimentos do trabalho e da incidência da pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura, tanto no Brasil como um todo quando nas diferentes regiões do país. Na agricultura paulista, segundo os dados dessa pesquisa, considerando as pessoas ocupadas conforme o rendimento do trabalho, o índice Gini passa de 0,512 em 1981 para 0,624 em 1990, a proporção da renda recebida pelos 5% mais ricos da população cresce de 35,26% para 46,56% no mesmo período, e a proporção de pobres,³ que em 1981 era de 38,3%, alcança 47,5% em 1990, apesar de o rendimento médio apresentar algum crescimento.

¹ Os trabalhos de Fishlow (1972), Hoffmann & Duarte (1972) e Langoni (1973) são marcos pioneiros neste contexto. Embora publicados no início da década de 70, fazem uma avaliação do processo de concentração de renda no Brasil nos anos 60.

² De acordo com Hoffmann (1992b), considerando a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento e domicílio na área rural, observa-se que, entre 1981 e 1990, o rendimento real médio diminuiu cerca de 8%, o índice de Gini passou de 0,507 a 0,540, e os 50% mais pobres, que ficavam com 17,9% da renda total em 1981, tiveram essa participação reduzida para 15,9% em 1990.

³ Admitindo uma linha de pobreza com valor real igual ao maior salário mínimo de agosto de 1980, utilizando-se como deflator o INPC.

Dentro desse contexto, este artigo procura identificar e avaliar a importância relativa de algumas variáveis explicativas (econômicas e sócio-demográficas) na evolução do perfil distributivo da renda das pessoas ocupadas no setor agrícola do estado de São Paulo, no período 1981-90.

2. Base de Dados

Este artigo tem por base as informações coletadas nas PNADs, no período 1981-90, para o estado de São Paulo. São analisados dados sobre rendimentos individuais de todos os trabalhos (*RTTR*) para pessoas ocupadas com atividade principal na agricultura (incluindo agropecuária, extração vegetal e pesca), das PNADs de 1981, 1983 e, anualmente, de 1985 a 1990. Trata-se de dados fornecidos pelo IBGE em meio magnético, com várias características de cada pessoa da 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.

Com o intuito de obter um conjunto de informações mais homogêneo quanto às características do processo de determinação dos rendimentos do trabalho, a análise limita-se às pessoas ocupadas na agricultura paulista com as seguintes características:

- a) com 15 anos de idade ou mais;
- b) trabalhando 20 horas ou mais por semana;
- c) com renda de todos os trabalhos positiva.

A amostra assim constituída para São Paulo, no período, é apresentada na tabela 1.

Tabela 1

Tamanho da amostra e população correspondente:
pessoas ocupadas no setor agrícola do estado de São Paulo (1981-90)

Conjunto	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Amostra	1.983	2.255	2.157	1.037	1.119	1.011	973	946
População	854.226	946.095	914.514	869.293	917.099	852.699	847.800	798.799

Fonte: Dados individuais das PNADs-IBGE, para São Paulo.

3. Fundamentos Metodológicos

3.1 Variáveis selecionadas

Para conhecer os efeitos de alguns dos principais mecanismos responsáveis pela desigualdade no setor agrícola paulista de 1981 a 1990, procurou-se identificar e avaliar a importância relativa de algumas variáveis que são condicionantes relevantes do rendimento individual na agricultura, entre as variáveis disponíveis e mensuráveis pelas PNADs: sexo, idade, educação e posição na ocupação.

A variável dependente é o rendimento de todos os trabalhos de cada pessoa com ocupação principal na agricultura, sendo importante lembrar que o IBGE considera como “rendimento de 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 maneira que o salário de um empregado da fazenda.

A presente análise considera, simultaneamente, vários mecanismos distintos associados à produção da desigualdade de rendimentos pessoais nas regiões rurais brasileiras, como:

- a) a contribuição de treinamento e experiência, representada por educação e idade;
- b) a influência da existência de discriminações associadas a sexo, 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;
- c) os efeitos da distribuição da posse prévia da propriedade e riqueza, conforme representado por posição na ocupação.

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

- a) sete categorias educacionais — superior (12 anos ou mais de estudo); colegial (nove a 11 anos de estudo); ginásio completo (oito anos de estudo); ginásio incompleto (cinco, seis ou sete anos de estudo); primário completo

- (quatro anos de estudo); primário incompleto (um, dois ou três anos de estudo); sem instrução ou menos de um ano de estudo;⁴
- b) oito faixas etárias — 60 anos ou mais; 50 a 59 anos; 40 a 49 anos; 30 a 39 anos; 25 a 29 anos; 20 a 24 anos; 18 a 19 anos; 15 a 17 anos;
- c) cinco grupos ocupacionais — empregador (incluindo parceiro-empregador); conta-própria⁵ (incluindo parceiro conta-própria); empregado (incluindo parceiro-empregado); volante (trabalhador agrícola) com intermediário; volante (trabalhador agrícola) sem intermediário;
- d) duas categorias para sexo — homem e mulher.

3.2 Decomposição estática

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 das medidas de desigualdade de Theil. Os índices R (redundância, também denominado T de Theil) e L , escolhidos para essa decomposição, são “aditivamente decomponíveis”, nos termos propostos por Bourguignon (1979) e Shorrocks (1980). Ou seja, essas medidas podem ser convenientemente decompostas em componentes que dizem respeito às desigualdades entre e intragrupos, quando uma população é dividida em G grupos sócio-econômicos de interesse. Verifica-se que:

$$R = \sum_g \alpha_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \alpha_g \beta_g R_g = R_B + \sum_g \alpha_g \beta_g R_g$$

e

$$L = - \sum_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \beta_g L_g = L_B + \sum_g \beta_g L_g$$

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 ;

⁴ A classificação das pessoas segundo os anos de estudo, pelas PNADs, foi feita em função da série e grau que estas estavam freqüentando ou haviam freqüentado, 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”.

⁵ Segundo a PNAD, são classificadas como conta-própria as pessoas que trabalham em seu próprio estabelecimento, explorando uma atividade econômica sem ter empregado e auxiliado, ou não, por membro da unidade domiciliar não-remunerado.

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

R_B e L_B são os índices referentes à desigualdade entre os G grupos.

A decomposição estática dos índices R e L 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 quatro variáveis). A primeira parte do processo consiste em decompor a desigualdade total conforme as expressões apresentadas anteriormente. A seguir calcula-se o percentual correspondente à desigualdade entre grupos (R_B ou L_B) em relação à desigualdade total (R ou L), índice esse que fornece o poder explicativo bruto da variável (ou combinação de variáveis) para a desigualdade total, em cada ano do período em estudo. 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).

4. Análise dos Fatores Condicionantes da Desigualdade de Rendimentos entre as Pessoas Ocupadas na Agricultura Paulista (1981-90)

A decomposição estática dos índices de Theil (R e L), efetuada para os oito anos em estudo, mostra que a participação dos fatores selecionados na desigualdade total cresce de cerca de 67% em 1981 (seja por R ou L) para cerca de 80 ou 90% em 1990 (conforme L ou R , respectivamente) como mostram as tabelas 2 e 3. Observa-se que o poder explicativo bruto do modelo completo, na sua trajetória crescente, atinge picos em 1983, 1987 e 1990, que são anos marcadamente recessivos (em que a variação anual do PIB total apresenta-se decrescente ou mesmo negativa), nos quais o processo inflacionário encontra-se em níveis elevados e em que o salário mínimo real sofre as maiores reduções no período 1981-90. O maior valor do poder explicativo bruto do modelo completo ocorre em 1990, em que a variação percentual anual do PIB é de -4,4% e a taxa anual de inflação, conforme o INPC, é extremamente alta (1.584,5%), enquanto o valor do salário mínimo corresponde a cerca de 50%, em termos reais, do seu valor no início dos anos 80 (Corrêa, 1995:318).

Tabela 2
 Poder explicativo do modelo de decomposição estática da redundância: São Paulo — 1981-90*
 (%)

Variável	1981		1983		1985		1986		1987		1988		1989		1990		Média	
	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M
Educação (ED)	22,97	20,95	19,92	16,80	15,59	16,97	29,26	17,77	25,97	30,75	28,13	15,45	28,41	19,08	17,45	38,48	23,46	22,03
Idade (ID)	10,77	12,02	10,55	12,24	9,10	11,60	6,04	15,71	13,10	22,49	10,34	9,96	14,08	15,78	14,29	23,05	11,03	15,36
Pos. na ocupação (PO)	41,47	19,25	48,27	22,93	49,35	26,92	44,20	23,03	45,44	10,80	52,98	23,21	51,52	18,66	41,57	10,25	46,85	19,38
Sexo (SE)	3,43	1,11	3,42	1,22	2,60	0,64	3,89	0,68	3,01	0,66	2,88	1,47	3,11	2,11	2,49	0,76	3,10	1,08
ED + ID + PO	66,46		69,38		70,34		74,34		84,15		72,12		78,01		90,38			
ED + ID + SE	48,32		47,67		44,06		51,99		74,01		50,38		61,46		80,89			
ID + PO + SE	46,62		53,80		54,01		57,25		54,06		58,14		61,04		52,66			
ED + PO + SE	55,55		58,36		59,38		59,30		62,32		63,63		64,34		68,09			
ED + ID + PO + SE (todas)	67,57		70,60		70,98		75,02		84,81		73,59		80,12		91,14			76,73

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

Obs.: B = explicação bruta no ano (participação % 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: São Paulo — 1981-90*
 (%)

Variável	1981		1983		1985		1986		1987		1988		1989		1990		Média	
	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M	B	M
Educação (ED)	21,63	13,91	23,15	9,54	18,05	8,71	27,08	9,61	31,69	11,56	26,00	12,13	29,29	12,97	29,34	14,66	25,78	11,63
Idade (ID)	16,90	9,93	19,18	7,86	15,19	6,56	11,45	9,14	20,59	8,65	14,77	7,74	19,02	9,23	25,12	7,91	17,78	8,38
Pos. na ocupação (PO)	46,01	18,62	56,85	19,16	54,55	21,88	54,14	19,57	55,59	14,00	52,31	21,41	55,50	19,07	58,07	14,82	54,13	18,57
Sexo (SE)	5,93	1,85	6,90	2,41	4,81	1,53	8,06	2,04	6,59	2,06	4,61	2,68	5,22	2,92	5,98	2,31	6,01	2,22
ED + ID + PO	65,19		70,92		65,70		69,62		71,19		68,10		71,93		78,34			
ED + ID + SE	48,42		54,17		45,35		52,09		59,25		49,37		55,78		65,83			
ID + PO + SE	53,13		63,79		58,52		62,05		61,69		58,65		61,88		65,99			
ED + PO + SE	57,11		65,47		60,67		62,52		64,60		63,04		65,62		72,74			
ED + ID + PO + SE (todas)	67,04		73,33		67,23		71,66		73,25		70,78		74,85		80,65		72,35	

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

Obs.: B = explicação bruta no ano (participação % do(s) fator(es) na desigualdade total); M = explicação marginal no ano (contribuição marginal do fator em % da desigualdade total).

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. Em 1990, na agricultura paulista, apenas 10 ou 20% da desigualdade total (conforme se use *R* ou *L*, respectivamente) é devida à desigualdade dentro dos grupos considerados na partição.

São Paulo apresenta, em média, no período 1981-90, cerca de 58,8% do total das pessoas ocupadas no setor agrícola classificados como empregados, enquanto é menor a proporção de trabalhadores por conta própria (média de 17,2% nos oito anos analisados). A proporção de empregadores é reduzida (cerca de 6,8%, em média, de 1981 a 1990) diante da população ocupada total. 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 dos empregadores altera-se no mesmo intervalo de tempo de 5,9% para 7,4%.

Nota-se, ainda, que o modelo de decomposição estática adotado apresenta maiores índices de explicação bruta da desigualdade total em consonância com a variação do valor real do salário mínimo no período. A evolução do valor desse salário (adotando como base 1980 = 100 e usando como deflator o IPC/FGV), conforme Silva e outros (1993:16), evidencia que, em 1983, este se encontra com cerca de 90% de seu poder aquisitivo inicial, antes de atingir um valor mínimo em 1984, em torno de pouco mais de 80% de seu valor real em 1980. Recupera-se levemente em 1985, decresce pouco em 1986, e atinge outro valor mínimo em 1987 e 1988, situando-se em patamar de cerca de 65% de seu valor real inicial. Após outra pequena recuperação em 1989, atinge o seu menor valor entre 1981 e 1990, de tal forma que em 1990 corresponde a menos de 50%, em termos reais, de seu valor no início dos anos 80.

Diante desse quadro, parece ser possível afirmar que no setor agrícola de São Paulo, no período 1981-90, maior desigualdade de rendimentos pessoais do trabalho associa-se com as características recessivas da política salarial (e com menor poder aquisitivo do salário mínimo), mediante a própria característica mais empresarial desse setor, em que é relativamente mais comum a presença de empresas capitalistas, com mão-de-obra assalariada. E que, em decorrência, o modelo de decomposição completo utilizado explica melhor,

através das variáveis consideradas, a desigualdade total. Entre as variáveis analisadas, destaca-se, de forma relevante, a posição na ocupação, como *proxy* de posse prévia de capital e riqueza. Em São Paulo, posição na ocupação explica, em média, cerca de 50% da desigualdade total (46,85% para R e 54,13% conforme L) no período, enquanto educação contribui com aproximadamente 25%.

Em termos marginais, posição na ocupação é também o fator que mais contribui para a desigualdade, após considerar-se os efeitos das demais variáveis, ratificando a maior importância desse fator para a desigualdade de rendimentos na agricultura paulista. Segue-se, em importância de contribuição marginal, a variável educação, ocupando idade um terceiro lugar, e situando-se sexo na última posição.

Com o intuito de ratificar esses resultados, encontrados através da decomposição estática dos índices de Theil (R e L), quanto à contribuição de posição na ocupação, educação, idade e sexo para a desigualdade de rendimentos do trabalho, procura-se, a seguir, estudar o impacto de cada uma dessas variáveis no rendimento pessoal, através da análise de regressão múltipla. Também são estimados os diferenciais de rendimento associados às diferentes categorias de cada uma das variáveis, e analisada a sua evolução no período.

Efetua-se uma análise de regressão ponderada, com base nas informações disponíveis na amostra, considerando como variável dependente o logaritmo natural do rendimento de todos os trabalhos, indicado por $\ln(RTTR)$. Os efeitos dos fatores condicionantes do rendimento são captados através de conjuntos de variáveis binárias que permitem distinguir o sexo (variável S), as oito categorias de idade (variáveis I_h , com $h = 1, \dots, 7$), as categorias ou níveis educacionais (variáveis E_i , com $i = 1, \dots, 6$), e as cinco categorias de posição na ocupação (variáveis P_j , com $j = 1, \dots, 4$). 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 um ano de estudo), que são volantes sem intermediário, com 15 a 17 anos de idade, do sexo feminino. A estimativa do termo constante (α) corresponde ao logaritmo natural da renda mensal de todos os trabalhos dos indivíduos pertencentes ao grupo de referência.

A forma funcional do modelo adotado,⁶ chamada equação de rendimentos, é:

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

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. Esse modelo é estimado para cada um dos oito anos do período considerado (de 1981 a 1990).⁷

As estimativas dos parâmetros indicam o diferencial de rendimento, em relação ao grupo de referência, associado a cada um dos demais níveis de cada variável considerada na análise.

O coeficiente de determinação da equação ajustada é de 42,85%, em média, nos oito anos estudados, variando de um valor mínimo de 38,28%, em 1985, a um máximo de 47,53%, em 1988. Sua evolução apresenta tendência crescente entre 1981 (quando é de 39,79%) e 1990 (quando atinge 46,43%). Essa trajetória ascendente confirma a importância dos quatro fatores para a explicação da desigualdade no período e região, considerando-se, inclusive, que os valores de F , tanto para o modelo completo quanto para cada variável, são todos estatisticamente significativos ao nível de 1%.

A contribuição marginal de cada variável para a explicação das variações no logaritmo do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura de São Paulo, em valores médios no período, segundo esse modelo, é de: 40,43% para posição na ocupação; 11,69% para educação; 6,51% para idade; 2,90% para gênero. Tais resultados indicam, uma vez mais, que o principal fator condicionante do rendimento do trabalho é posição na ocupação, seguido por educação, idade e sexo.

Na tabela 4 estão os números-índices que mostram o valor esperado do rendimento de uma dada categoria de cada um dos fatores, em relação ao

⁶ 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 (1993a, 1994a, 1994b), Ramos (1993) e Corrêa (1995).

⁷ O modelo é estimado através da utilização do Procedure GLM do SAS (procedimento do SAS para estimação de modelos lineares generalizados).

Tabela 4

Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura do estado de São Paulo*
(números-índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981-90

Fator	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Sexo								
Homem	127	141	123	136	128	123	128	133
Mulher	100	100	100	100	100	100	100	100
Idade								
+ de 60 anos	133	129	132	149	166	133	169	147
50 a 59 anos	155	154	164	152	157	156	153	173
40 a 49 anos	169	162	168	183	172	143	168	166
30 a 39 anos	146	159	141	149	143	145	139	160
25 a 29 anos	133	137	136	143	140	130	141	159
20 a 24 anos	126	121	129	140	126	120	140	139
18 a 19 anos	107(ns)	120	118	109(ns)	129	114(ns)	125	124
15 a 17 anos	100	100	100	100	100	100	100	100
Educação								
Superior	402	318	278	391	314	391	284	376
Colegial	279	207	129	187	169	212	229	183
Ginásio completo	199	157	176	150	206	167	152	149
Ginásio incompleto	147	140	133	148	134	143	145	175
Primário completo	140	133	137	147	130	137	123	150
Primário incompleto	119	116	118	117	116	120	105(ns)	118
Sem instrução	100	100	100	100	100	100	100	100
Posição na ocupação								
Empregador	500	599	489	482	585	680	624	604
Conta própria	195	208	162	191	174	232	216	197
Empregado	137	138	115	134	149	168	162	135
Volante com intermediário	117	126	112	143	138	115(ns)	164	137
Volante sem intermediário	100	100	100	100	100	100	100	100

*Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

Obs.: (ns) indica que o respectivo coeficiente é estatisticamente não-significativo.

rendimento médio da categoria adotada como base nesse fator (já considerados os efeitos das demais variáveis que constituem o modelo completo de análise). Nesta tabela os coeficientes obtidos na regressão são transformados em ganhos percentuais sobre o grupo de referência (base), tornando imediata a visualização de sua magnitude.

Os números da tabela 4 mostram que na agricultura paulista, depois de descontados os efeitos de idade, posição na ocupação e educação, o rendimento de um homem tende a ser, em média, cerca de 30% superior ao de uma mulher. Verifica-se ainda que essa relação apresenta-se bastante estável no período analisado.

Quanto ao efeito da idade, observa-se que os diferenciais de rendimento relativamente à categoria de referência (15 a 17 anos) aumentam, em geral, até a faixa de 40 a 59 anos (ou 50 a 59 anos, como ocorre em 1988 e 1990), reduzindo-se um pouco para idades mais avançadas.

O diferencial médio de rendimentos do trabalho cresce com a escolaridade. Nível superior significa ganho cerca de 3,5 vezes superior, em média, no período, relativamente à categoria de referência (sem instrução ou com menos de um ano de estudo). Essa razão é de 1,7 para os que possuem ginásio completo, e de cerca de 1,4 para os que têm instrução primária completa.

O diferencial médio de rendimentos da categoria empregador aumenta cerca de 20,8% entre os anos extremos do período analisado, quando passa de 500 para 604. Ser empregador significa ter ganho médio do trabalho cerca de 5,7 vezes maior do que um volante sem intermediário, já consideradas as diferenças associadas às demais variáveis. Essa relação é, em média, de cerca de duas vezes para os conta-própria, 1,4 para os empregados, e 1,3 para os volantes com intermediário.

Admitindo a categoria empregado como base, o diferencial de rendimentos associados a empregador mostra-se crescente entre 1981 e 1990, embora apresente um valor mínimo em 1986. O comportamento da variação desse diferencial parece indicar que há uma relação inversa entre as mudanças nesses diferenciais e a política oficial de salários (tomando-se a variação do salário mínimo conforme o INPC, e admitindo-se como base 1980 = 100). A tabela 5 apresenta o valor do diferencial associado a empregador e os sinais das variações desse diferencial e do valor real do salário mínimo.

Dos sete pares em que é possível comparar os sinais das variações, seis deles registram comportamento inverso. Esse comportamento parece confirmar observação anterior de que, quando ocorre redução no valor oficial do salário mínimo real, amplia-se o diferencial de rendimentos entre empregadores e empregados e, conseqüentemente, a desigualdade.

Tabela 5
Diferenciais de rendimento entre empregador e empregado,
e variações no salário mínimo: estado de São Paulo (1981-90)

Ano	SMR ¹ (base=1980)	DR ²	Nº índice ³	ΔDR ⁴	ΔSMR ⁵
1981	88,7	1,289 598	363	nd ⁶	-
1983	75,4	1,464 835	433	+	-
1985	78,4	1,446 113	425	-	+
1986	91,6	1,281 163	360	-	+
1987	71,5	1,366 407	392	+	-
1988	74,2	1,400 157	405	+	+
1989	74,3	1,344 454	383	-	+
1990	54,7	1,498 770	447	+	-

¹ Salário mínimo real (base: 1980=100), utilizando como deflator o INPC-IBGE.

² Diferencial do logaritmo do rendimento entre empregador e empregado.

³ Número-índice que mostra a relação entre rendimentos esperados para empregador e empregado.

⁴ Sinal da variação do diferencial de rendimentos associado a empregador.

⁵ Sinal da variação do valor real do salário mínimo (base: 1980=100, adotando como deflator o INPC).

⁶ nd (não-disponível para cálculo).

Observa-se, pois, que no estado de São Paulo, dada a natureza predominantemente empresarial das relações de produção na agricultura, o piso salarial tende a desempenhar um papel particularmente importante na determinação do grau de desigualdade da distribuição da renda. Nesse estado, as empresas agrícolas parecem ter tomado a política oficial de salários como parâmetro para o pagamento da mão-de-obra. Dessa forma, a política oficial de contenção salarial, expressa através da queda do valor real do salário mínimo, nos anos 80, é um fator muito importante na explicação do crescimento da desigualdade dos rendimentos do trabalho na agricultura dessa região. Essa

relação é tão forte que é possível estabelecer, através de análise de regressão, a relação existente entre o diferencial de rendimentos (*DR*) do empregador em relação ao empregado (este último tomado como base) e o valor real do salário mínimo (*SMR*).

Considerando os valores de (*DR*) e (*SMR*) nos oito anos do período em estudo, conforme registrados na tabela 5, respectivamente, obtém-se a seguinte equação:

$$DR = 1,8162 - 0,5647 (SMR) \\ (13,390) \quad (-3,199)$$

As estimativas dos coeficientes dessa equação são altamente significativas (valores de *t* entre parênteses), com coeficiente de determinação (R^2) igual a 63%. Observa-se que o coeficiente do salário mínimo real é negativo, de forma a confirmar a relação inversa existente entre as duas variáveis consideradas no modelo (ou seja, se ocorre redução no valor real do salário mínimo, há aumento do diferencial de rendimentos do empregador em relação ao empregado).

Esse resultado permite concluir, com razoável respaldo estatístico, que o valor real do salário mínimo é um condicionante fundamental do diferencial de rendimentos entre empregados e empregadores na agricultura paulista no período 1981-90.

6. Considerações Finais

A análise dos condicionantes da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura paulista 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 rural, e apresenta, em termos brutos ou marginais, a maior contribuição para a explicação da desigualdade de rendimentos, em cada ano do período considerado. O alto poder explicativo dessa variável em São Paulo parece ser um indicador de 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. A maior relevância do fator posição na ocupação destaca a importância do conceito de classes e da distribuição prévia de riqueza no setor agrícola paulista, e reitera o papel vital que a adoção de políticas que

promovam modificações estruturais pode ter no processo de redistribuição da renda no país, especialmente na área rural. Trata-se de políticas que equacionem a questão da posse da terra e a implementação de um sistema de tributação fundiária, ou mesmo políticas que normatizem as relações de trabalho no meio rural. Destaca-se, também, que no setor agrícola paulista, no período 1981-90, maior desigualdade de rendimentos do trabalho associa-se com a queda do valor real do salário mínimo, numa região em que é grande a importância da categoria dos assalariados na população ocupada na agricultura.

Referências Bibliográficas

Bourguignon, F. Decomposable income inequality measures. *Econometrica*, 47(4):901-20, July 1979.

Corrêa, A. M. C. J. *Distribuição de rendimentos e pobreza na agricultura brasileira: 1981-1990*. Piracicaba, Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP, 1995. (Tese de Doutorado.)

_____ & Hoffmann, R. Distribuição da renda entre pessoas ocupadas na agricultura brasileira, 1981-90. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 33. *Anais*. Curitiba, 1995. v. 2, p. 1.461-78.

Fishlow, A. Brazilian size distribution of income. *The American Economic Review*, 67(2):391-402, May 1972.

_____. Distribuição de renda no Brasil — um novo exame. *Dados*. Rio de Janeiro, 11:10-80, 1973.

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. (Tese de Mestrado.)

Hoffmann, R. 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, 1992a. (Relatório de Pesquisa.)

_____. Vinte anos de desigualdade e pobreza na agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, 30(2):97-113, abr./jun. 1992b.

_____. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-90. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 14. *Anais*. Campos do Jordão, 1992c. v. 1, p. 311-36.

_____. Distribuição da renda e pobreza na agricultura paulista. *São Paulo em Perspectiva*. São Paulo, 7(3):107-15, jul./set. 1993a.

_____. *O rendimento das pessoas ocupadas na agropecuária*. Piracicaba, Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP, 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, RS, 21(4):201-16, jan. 1994b.

_____ & Duarte, J. C. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*. Rio de Janeiro, 12(2):46-66, abr./jun. 1972.

_____ & Kageyama, A. A. Distribuição da renda no Brasil, entre famílias e entre pessoas, em 1970 e 1980. *Estudos Econômicos*. São Paulo, 16(1):25-51, jan./abr. 1986.

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

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/UNICAMP, 1994. (Tese de Doutorado.)

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

Shorrocks, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, 48(3):613-25, Apr. 1980.

Silva, A. B. de O.; Doellinger, C. V.; Considera, C. M.; Horta, M. H.; Levy, P. M. & Villela, R. Retrospectiva da economia brasileira. In: *Perspectivas da economia brasileira — 1994*. Rio de Janeiro, IPEA, 1993. v. 1, cap. 1.