

DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS E POBREZA

NA AGRICULTURA BRASILEIRA: 1981-1990

ANGELA MARIA CASSAVIA JORGE CORRÊA
Administradora de Empresas

Orientador: Prof. RODOLFO HOFFMANN

Tese apresentada à Escola Superior de
Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade
de São Paulo, para obtenção do título de
Doutor em Agronomia, Área de Concentração:
Economia Agrária.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Dezembro - 1995

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - Campus "Luiz de Queiroz"/USP

Corrêa, Angela Maria Cassavía Jorge

Distribuição de rendimentos e pobreza na agricultura brasileira: 1981-1990 / Angela Maria Cassavía Jorge Corrêa. - - Piracicaba, 1995.
353p.

Tese (doutorado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1996.
Bibliografia.

1. Economia agrícola - Brasil 2. Pobreza rural - Brasil (1981-90) 3. Rendimento agrícola - Brasil (1981-90) I. Título

CDD 338.13


DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS E POBREZA
NA AGRICULTURA BRASILEIRA: 1981-1990

ANGELA MARIA CASSAVIA JORGE CORRÊA

Aprovada em: 23.02.1996

Comissão julgadora:

Prof. Dr. Paulo Fernando Cidade de Araújo	ESALQ/USP
Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann	ESALQ/USP
Prof. Dr. Carlos José Caetano Bacha	ESALQ/USP
Prof. Dr. Luiz Carlos Guedes Pinto	IE/UNICAMP
Profa. Dra. Angela Antonia Vitti Kageyama	IE/UNICAMP



Prof. RODOLFO HOFFMANN
Orientador

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Rodolfo Hoffmann, pela valiosa orientação, apoio e incentivos constantes, que permitiram a realização deste trabalho;

Aos Profs. Paulo Fernando Cidade de Araújo e Carlos José Caetano Bacha, pelas críticas e sugestões apresentadas;

À Universidade Metodista de Piracicaba (UNIMEP), pela liberação parcial das minhas atividades durante o curso de doutorado;

Aos Professores e Funcionários do departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP, pelos ensinamentos e amizade;

Ao Instituto de Economia da Universidade de Campinas, e ao Sr. Paulo Rehder, pelo fornecimento dos dados;

Aos colegas de Pós-graduação, pela amizade e agradável convivência durante o curso;

À Joselene Rodrigues Monteiro, pela competente e criteriosa digitação;

Ao Prof. José Alberto F. Rodrigues Filho, pela assessoria computacional na fase inicial deste trabalho;

À CAPES, pela bolsa de doutorado, e à FAPESP, pelo auxílio concedido ao processamento inicial dos dados;

A todos que contribuíram para a realização desta pesquisa.

Para

Coriolano

e

Fábio

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS	vi
LISTA DE TABELAS	ix
RESUMO	xviii
SUMMARY	xx
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. O processo de concentração pessoal da renda no Brasil nas últimas três décadas	2
1.2. Efeitos distributivos do modelo de Política Agrícola predo- minante no Brasil nas últimas décadas	6
1.3. Perfil distributivo do setor rural brasileiro: evolução recente	11
1.4. Objetivos gerais	15
1.5. Organização da pesquisa	16
2. BASE DE DADOS E QUESTÕES DE METODOLOGIA	18
2.1. Definição e evolução da amostra	18
2.1.1. Base de Dados	18
2.1.2. A seleção da amostra	24
2.2. Medidas de desigualdade	31
2.2.1. Noções de desigualdade	32
2.2.1.1. Critério de Pigou-Dalton	33
2.2.1.2. Critério de Lorenz	33

2.2.2. As medidas de desigualdade	36
2.2.2.1. O índice de Gini (G)	36
2.2.2.2. Índices de Theil	38
a) a Redundância (R)	38
b) o L de Theil	39
2.2.2.3. As medidas de desigualdade e o princípio de Pigou-Dalton	40
2.2.2.4. Sensibilidade das medidas de desigualdade a transferências regressivas	42
2.2.3. Medidas de desigualdade decomponíveis	44
2.2.3.1. Decomposição estática	47
a) Para a Redundância (R)	48
b) Para o L de Theil	50
2.2.3.2. Decomposição dinâmica: decomposição das variações nos índices de Theil	52
a) Efeitos Composição, Renda e Interno	53
b) Decomposição das variações na Redun- dância (R).....	54
c) Decomposição das variações no índice L de Theil	59
2.2.4. Outras medidas de desigualdade	61
2.3. Medidas de Pobreza	62
2.3.1. A proporção de pobres (H)	66
2.3.2. Razão de insuficiência de renda (I)	66
2.3.3. Índice de pobreza de Sen (P)	67

2.4. A escolha do deflator e o cálculo das linhas de pobreza	68
3. DESIGUALDADE E POBREZA ENTRE AS PESSOAS	
OCUPADAS NA AGRICULTURA BRASILEIRA: 1981-1990	73
3.1. Evolução da desigualdade: resultados descritivos	74
3.1.1. Curvas de Lorenz	74
3.1.2. Medidas de desigualdade	87
3.1.3. Outras medidas de desigualdade	99
3.2. Evolução dos rendimentos médio e mediano	108
3.3. Evolução da pobreza absoluta.....	113
3.4. Relação entre renda média, pobreza absoluta e desigualdade da distribuição da renda	123
3.5. Perfil da distribuição de rendimentos e da pobreza na agricul- tura brasileira	132
3.5.1. Desigualdade e pobreza na agricultura brasileira: características gerais e comparação com outros países	132
3.5.2. Desequilíbrios regionais quanto à desigualdade e pobreza na agricultura brasileira	139
3.5.3. Relação entre desigualdade, pobreza e ciclo econômico na agricultura brasileira	151
3.5.3.1. Pobreza, desigualdade e inflação na agricul- tura brasileira	154
a) a relação entre a inflação e pobreza	154
b) a relação entre inflação e desigualdade	157
c) Inflação, desigualdade e pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira	160

4. CONDICIONANTES DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE AS PESSOAS OCUPADAS NA AGRICULTURA BRASILEIRA: 1981-1990	162
4.1. Decomposição estática	168
4.1.1. Relação entre a desigualdade e a composição da população ocupada na agricultura brasileira, segundo posição na ocupação, educação, idade, sexo e região geográfica	168
4.1.2. Análise da importância relativa da posição na ocupação, educação, idade, sexo e região geográfica para o rendimento das pessoas ocupadas na agricultura brasileira	174
4.1.3. Relação entre a desigualdade e a composição da população ocupada na agricultura das diferentes regiões brasileiras, segundo posição na ocupação, educação, idade e sexo	185
4.1.3.1. Estado de São Paulo	185
4.1.3.2. Regiões Sudeste e Centro-Oeste	192
4.1.3.3. Regiões Sul e Nordeste	201
4.1.4. Análise da importância relativa da posição na ocupação, educação, idade e sexo para o rendimento das pessoas ocupadas na agricultura das diferentes regiões brasileiras	213
4.1.4.1. Estado de São Paulo	214
4.1.4.2. Regiões Sudeste e Centro-Oeste	222

4.1.4.3. Regiões Sul e Nordeste	234
4.2. Decomposição dinâmica	242
4.2.1. A relevância de Posição na Ocupação	243
4.2.2. A relevância da Educação	252
4.2.3. A relevância de Idade e Sexo	267
5. CONCLUSÕES	270
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	280
APÊNDICES	290

LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 - A curva de Lorenz	34
Figura 2 - Curvas de Lorenz: 1981, 1989 e 1990 População ocupada na agricultura brasileira (exceto região Norte)	79
Figura 3 - Curvas de Lorenz: 1981, 1989 e 1990 População ocupada na agricultura de São Paulo	85
Figura 4 - Brasil e Regiões: Redundância (R) da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990	89
Figura 5 - Desigualdade Média de rendimentos por região, de 1981 a 1990, conforme o valor da Redundância (R)	90
Figura 6 - Participação percentual na renda dos 50% mais pobres (50^-) e do 1% mais rico (1^+): Brasil e regiões (1989 e 1990)	107
Figura 7 - Brasil e regiões: Valor médio do rendimento médio e mediano, de 1981 a 1990	110
Figura 8 - Brasil: evolução do rendimento médio e mediano — 1981/1990	111
Figura 9 - Brasil e regiões: 1981 a 1990 — Proporção de pobres (H), adotando uma linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980	117

Figura 10 - Tendências das modificações na desigualdade (G) e rendimento médio, entre 1981 e 1990: distribuição da renda entre pessoas ocupadas no Brasil e regiões	124
Figura 11 - Tendências das modificações na proporção de pobres (H), e rendimento médio, entre 1981 e 1990: distribuição da renda entre pessoas ocupadas no Brasil e regiões	125
Figura 12 - Alterações na desigualdade da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas no Brasil e regiões	134
Figura 13 - Alterações na proporção de pobres (H). Distribuição da renda entre pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões: 1981-1990	134
Figura 14 - Contribuição bruta de algumas variáveis na explicação da desigualdade total de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, conforme o valor médio do L de Theil (de 1981 a 1990)	172
Figura 15 - Contribuição Marginal (valor médio de 1981 a 1990), de algumas variáveis na explicação da variação do \ln (RTTR) para as pessoas ocupadas na agricultura brasileira	179
Figura 16 - Composição da população ocupada na agricultura conforme empregadores, conta-própria e assalariados, em 5 regiões brasileiras. Valor médio (%) para o período 1981-1990	199
Figura 17 - Poder explicativo bruto do modelo de decomposição completo, em 5 regiões agrícolas do Brasil, conforme o L de Theil: 1981 a 1990	207
Figura 18 - Poder explicativo bruto da variável Posição na Ocupação, no modelo de decomposição estática, conforme o Theil- L , em 5 regiões brasileiras: 1981 a 1990	209

Figura 19 - Poder explicativo bruto da variável Educação, no modelo de decomposição estática, conforme o Theil- <i>L</i> , em 5 regiões brasileiras: 1981 a 1990	210
Figura 20 - Composição da população ocupada na agricultura de 5 regiões brasileiras conforme quatro categorias educacionais. Valor médio (%) para o período 1981-1990	212
Figura 21 - Evolução dos números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada, referentes a categorias educacionais, em São Paulo, de 1981 a 1990 (categoria sem instrução ou menos de 1 ano de estudo = 100)	219
Figura 22 - Pessoas ocupadas na agricultura de São Paulo. Diferencial de rendimentos (<i>DR</i>) empregador/empregado, e valor real do salário mínimo (<i>SMR</i>): 1981 a 1990	222
Figura 23 - Diferenciais de salários associados à categoria empregador (base = empregado = 100), nas regiões Sudeste e Centro-Oeste: 1981 a 1990	232

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 - População rural residente, População rural economicamente ativa e População economicamente ativa ocupada no setor agrícola, no Brasil (exclusive a população rural da Região Norte), de 1981 a 1990	23
Tabela 2 - Evolução da amostra (Amostra A): Número de pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil (exceto Região Norte), de 1981 a 1990 (conforme renda individual de todos os trabalhos)	26
Tabela 3 - Tamanho da Amostra (Amostra A.1): Pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões, de 1981 a 1990	28
Tabela 4 - Percentual de pessoas com rendimento de todos os trabalhos nulo, entre pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões, de 1981 a 1990	29
Tabela 5 - Medidas de desigualdade e a condição de Pigou-Dalton	42
Tabela 6 - Equivalência entre valores do salário mínimo em agosto de 1980 e nos meses de referência das PNAD, e os valores correspondentes de acordo com o INPC	70
Tabela 7 - Linhas de pobreza (z), em valores equivalentes a 0,5 e 1 salário mínimo de agosto de 1980, de acordo com o INPC	72
Tabela 8 - Coordenadas de pontos das curvas de Lorenz (em % de renda) da distribuição da renda da população ocupada na agricultura brasileira, de 1981 a 1990	75

Tabela 9 - Coordenadas de pontos das curvas de Lorenz (em % de renda) da distribuição da renda da população ocupada na agricultura do Estado de São Paulo, de 1981 a 1990	84
Tabela 10 - Brasil e regiões: Redundância (R) da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990	88
Tabela 11 - Decomposição da desigualdade por cinco regiões geográficas, no setor agrícola do Brasil, conforme os índices R (Redundância) e L (Theil L), de 1981 a 1990	92
Tabela 12 - Brasil e regiões: Índice L de Theil da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990	93
Tabela 13 - Brasil e regiões: Índice de Gini da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990	94
Tabela 14 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — porcentagem da renda correspondente aos 50% mais pobres (50^-)	99
Tabela 15 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — porcentagem da renda correspondente aos 10% mais ricos (10^+)	101
Tabela 16 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — porcentagem da renda correspondente aos 5% mais ricos (5^+)	102
Tabela 17 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990: razão entre a renda do 1% mais rico e a dos 40% mais pobres ($R 1/40$)	103
Tabela 18 - Brasil e regiões: 1989 e 1990 — rendimento médio real do estrato, em salários mínimos de agosto de 1980	105

Tabela 19 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990: rendimento médio em salários mínimos de agosto de 1980	108
Tabela 20 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990: rendimento mediano, em salários mínimos de agosto de 1980	109
Tabela 21 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990: Proporção de pobres (H), adotando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo de agosto de 1980	115
Tabela 22 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990: Índice de Sen (P), adotando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo de agosto de 1980	116
Tabela 23 - Melhor equação ajustada para explicar as variações de P (com linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980) em função de m e G : Brasil e regiões, de 1981 a 1990	129
Tabela 24 - Melhor equação ajustada para explicar as variações de H (com linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980), em função de m e G : Brasil e regiões, de 1981 a 1990	130
Tabela 25 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, em 1981 e 1990	133
Tabela 26 - Características da distribuição da renda: Países selecionados e algumas regiões geográficas rurais brasileiras	136

Tabela 27 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira em 1970, 1980, 1981 e 1990	140
Tabela 28 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Sudeste (exclusive São Paulo), em 1970, 1980, 1981 e 1990	141
Tabela 29 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Sul, em 1970, 1980, 1981 e 1990	142
Tabela 30 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Nordeste, em 1970, 1980, 1981 e 1990	143
Tabela 31 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Centro-Oeste, em 1970, 1980, 1981 e 1990	144
Tabela 32 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo, em 1970, 1980, 1981 e 1990	145
Tabela 33 - Distribuição percentual dos indigentes por situação de domicílio, nas regiões brasileiras, em 1990	148
Tabela 34 - Alguns indicadores da evolução econômica brasileira: 1981 a 1990	153
Tabela 35 - Inflação e Pobreza: Equações ajustadas — Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões, de 1981 a 1990	156
Tabela 36 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática — (%) da Redundância: Brasil (1981 a 1990)	169
Tabela 37 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática — (%) do <i>L</i> de Theil: Brasil (1981 a 1990)	170

Tabela 38 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura brasileira: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado.....	177
Tabela 39 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura brasileira (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	181
Tabela 40 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura brasileira (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	182
Tabela 41 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância): São Paulo (1981 a 1990)	187
Tabela 42 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil): São Paulo (1981 a 1990)	188
Tabela 43 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância): Região Centro-Oeste (1981 a 1990)	193
Tabela 44 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil): Região Centro-Oeste (1981 a 1990)	194
Tabela 45 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância): Região Sudeste (1981 a 1990)	196
Tabela 46 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil): Região Sudeste (1981 a 1990)	197
Tabela 47 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância): Região Sul (1981 a 1990)	202
Tabela 48 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil): Região Sul (1981 a 1990)	203
Tabela 49 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância): Região Nordeste (1981 a 1990)	204

Tabela 50 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil): Região Nordeste (1981 a 1990)	205
Tabela 51 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado	215
Tabela 52 - 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 a 1990	218
Tabela 53 - Diferenciais de rendimento associados a empregador e variações no salário mínimo. Estado de São Paulo: 1981 a 1990.....	220
Tabela 54 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura da região Sudeste (exclusive São Paulo): 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação nas variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado	224
Tabela 55 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura da região Centro-Oeste: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado	225
Tabela 56 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da região Sudeste, exclusive São Paulo (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	228

Tabela 57 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da região Centro-Oeste (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	229
Tabela 58 - Diferenciais de rendimento associados a empregador e variações no salário mínimo. Regiões Sudeste e Centro-Oeste: 1981 A 1990	231
Tabela 59 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura da região Sul: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação nas variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado	235
Tabela 60 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura da região Nordeste: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado	236
Tabela 61 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da região Sul (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	238
Tabela 62 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da região Nordeste (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	239
Tabela 63 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura, conforme níveis de escolaridade, no Brasil e regiões, em 1990	241

Tabela 64 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura, conforme categorias de posição na ocupação, no Brasil e regiões, em 1990	242
Tabela 65 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura, conforme categorias ocupacionais, no Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (β_g)	245
Tabela 66 - Rendimentos médios relativos associados a Posição na Ocupação: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura no Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (α_g)	246
Tabela 67 - Índice L de Theil da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, no interior de cada grupo ocupacional, em 1981 e 1990 (L_g)	248
Tabela 68 - Resultados da decomposição dinâmica para Posição na Ocupação, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% da variação na Redundância — ΔR)	249
Tabela 69 - Resultados da decomposição dinâmica para Posição na Ocupação, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% da variação no L de Theil — ΔL)	250
Tabela 70 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura conforme níveis de escolaridade, no Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (β_g)	253
Tabela 71 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, em 1990, conforme categoria ocupacional e níveis de escolaridade	255
Tabela 72 - Rendimentos médios relativos associados à Educação: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (α_g)	257

Tabela 73 - Razão entre a renda média de cada categoria educacional e a renda média dos sem instrução: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, em 1981 e 1990	259
Tabela 74 - Índice L de Theil da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, no interior de cada categoria educacional, em 1981 e 1990 (L_g)	262
Tabela 75 - Resultados da decomposição dinâmica para Educação, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% da variação na Redundância — ΔR)	263
Tabela 76 - Resultados da decomposição dinâmica para Educação, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% da variação no L de Theil — ΔL)	264
Tabela 77 - Resultados da decomposição dinâmica para Idade, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% da variação na Redundância — ΔR)	268
Tabela 78 - Resultados da decomposição dinâmica para Idade, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% da variação no L de Theil — ΔL)	268

DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS E POBREZA NA AGRICULTURA BRASILEIRA: 1981-1990

Autora: ANGELA MARIA CASSAVIA JORGE CORRÊA

Orientador: PROF. RODOLFO HOFFMANN

RESUMO

Este estudo analisa as mudanças na distribuição de rendimentos e na pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, no período 1981 - 1990, no país e nas suas regiões, procurando inferir como a política e o desempenho econômico contribuíram para esse processo. Também identifica e avalia a importância de algumas variáveis econômicas e sócio-demográficas na definição desse perfil distributivo.

São utilizados dados individuais fornecidos pelas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD), a partir dos quais constroem-se curvas de Lorenz, e calculam-se algumas medidas de desigualdade e pobreza. A identificação da contribuição das variáveis selecionadas é realizada através de decomposição estática das medidas de desigualdade de Theil. A avaliação e discussão dos diferenciais de rendimentos associados às variáveis explicativas é desenvolvida com auxílio da análise de regressão ponderada, enquanto a identificação da natureza da contribuição de cada fator para a variação da desigualdade, entre 1981 e 1989/90, é efetuada através de decomposição dinâmica das medidas de desigualdade de Theil.

Observa-se que ocorre aumento do grau de concentração de rendimentos do trabalho e da incidência de pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura, no Brasil e regiões, entre 1981 e 1990. Nas regiões do país em que é maior a desigualdade (São

Paulo e Centro-Oeste), é também mais elevado o rendimento médio, enquanto é menor a incidência de pobreza. No Nordeste, onde a desigualdade é menor, e é bem inferior o rendimento médio, a pobreza é extremamente elevada. Posição na ocupação apresenta-se como o fator mais relevante para a explicação da desigualdade. Seguem-se, em ordem de importância, educação e região geográfica, mostrando contribuição menor idade e sexo. As modificações nas rendas relativas (efeito-renda) entre as diferentes categorias ocupacionais revelam-se mais importantes, na explicação da variação da desigualdade entre 1981 e 1990, do que as alterações no tamanho relativo dessas categorias (efeito composição). Já quando se consideram as categorias educacionais, as modificações na composição percentual da população revelam-se mais importantes do que o efeito-renda. Em São Paulo e nas regiões Sul e Centro-Oeste, entretanto, o efeito-renda apresenta-se também relevante. A desigualdade e a pobreza, nesse período, refletem as oscilações no ritmo geral da atividade econômica (e não da atividade agrícola em particular). Verifica-se que o crescimento da inflação, especialmente na segunda metade dos anos 80, contribui para um aumento mais rápido tanto da pobreza como da desigualdade.

Os resultados permitem concluir que a questão da desigualdade de rendimentos pessoais e da pobreza na agricultura brasileira precisa ser trabalhada considerando-se a necessidade de melhoria educacional, simultaneamente ao enfrentamento das disparidades no desenvolvimento regional, e fundamentalmente a questão da concentração da posse da terra. Adicionalmente, medidas institucionais, como alteração na política salarial, e mesmo da natureza da política agrícola (que considere as necessidades dos pequenos produtores), também podem atuar no sentido de redução da desigualdade.

INCOME DISTRIBUTION AND POVERTY IN THE BRAZILIAN AGRICULTURE: 1981-1990

Author: ANGELA MARIA CASSAVIA JORGE CORRÊA

Adviser: PROF. RODOLFO HOFFMANN

SUMMARY

This study analyses the changes in the distribution of income and poverty among persons occupied in the Brazilian agriculture in the period 1981-1990, in general and at regional levels, attempting to infer on how economic policy and performance contributed to this process. It also identifies and evaluates the importance of some economic and socio-demographic variables in the determination of this distributive profile.

The source data is provided by National Household Sample Surveys (PNAD). Based on it, Lorenz curves are built and some measures of inequality and poverty are calculated. The identification of the contribution of the selected variables is accomplished through static decomposition of Theil's inequality measures. The evaluation and discussion of income differentials associated with the explanatory variables is developed with help of weighted regression, while the identification of the nature of each factor's contribution to the variation of inequality, between 1981 and 1989/90, is accomplished through dynamic decomposition of Theil's inequality measures.

It is observed that there is an increase in the level of concentration of income as well as in the incidence of poverty among people working in agriculture in Brazil and in its regions, between 1981 and 1990. In the regions where inequality is higher (São Paulo and Center-West), the average income is also higher and the incidence

of poverty is lower. In the North East, where inequality is the smallest, and average income is the lowest, the level of poverty is extremely high. Position in occupation presents itself as the most important factor of inequality, followed by education, geographical region, and, with a smaller contribution, age and sex. Changes in relative incomes among different occupational categories (income effect) turn out to be more important in the variation of inequality between 1981 and 1990 than alterations in relative sizes of these categories (composition effect). Changes in percentual composition of the population regarding educational categories are more important than the income effect. In São Paulo and in the South and Center West regions, however, the income effect is also relevant. Inequality and poverty, in this period, reflect the oscillations in the performance of the whole economy (not the agricultural activity in particular). The increase of inflation contributes to a sharper increase of poverty as well as inequality, especially in the second half of the 80s.

The results allow us to conclude that several simultaneous actions must be taken, concerning the question of inequality of personal income and poverty in the Brazilian agriculture: educational improvement, reducing disparities of regional development, and mostly important, the question of concentration of land tenure. In addition, alterations to the wage policy and to the nature of agricultural policy (considering the needs of the small producers), may also contribute to the reduction of inequality.

1. INTRODUÇÃO

A análise do processo de desenvolvimento econômico envolve a discussão complexa do relacionamento entre concentração de renda, crescimento econômico e política econômica. A tarefa de efetuar esse relacionamento pressupõe pesquisas sobre mudanças no perfil distributivo, e a identificação de suas principais variáveis explicativas, dentro de contextos econômicos diversos.

Neste âmbito, o estudo do caso brasileiro é muito significativo, pois a evolução histórica da economia brasileira é caracterizada por um processo de concentração de renda, que tem ocorrido em presença de alterações 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 de 1960 e 1970, é que foi possível a implementação das primeiras pesquisas adequadamente fundamentadas sobre o tema.¹ Desde então, a evolução da distribuição pessoal da renda tem sido objeto de debate intermitente, e a existência de farta evidência empírica de dados tem possibilitado que a discussão envolva tanto a mensuração do fenômeno de concentração quanto a interpretação desse processo.

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.

O presente trabalho propõe-se a efetuar uma análise da evolução da distribuição dos rendimentos e da extensão da pobreza entre as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro, no período de 1981 a 1990. Espera-se com essa pesquisa contribuir para a discussão da questão da péssima distribuição de renda vigente no país, à qual estão associados os elevados níveis de pobreza da população brasileira, bem como subsidiar estudos que busquem minorar o grave quadro de crise e injustiça social em que se encontra o Brasil nesta última década do século.

1.1. O processo de concentração pessoal da renda no Brasil nas últimas três décadas

O Brasil, entre 1960 e 1970, experimentou um aumento na concentração pessoal da renda sem precedentes em relação aos países para os quais existia documentação estatística.² Várias pesquisas apontam para um amplo consenso em torno desse fato básico.³ Entretanto, a interpretação dos fatores determinantes da variação do grau de concentração da renda deu origem a controvérsias, e gerou forte debate acerca das razões subjacentes ao aumento da concentração da renda naquela década.⁴ Esse debate teve lugar em meados dos anos 70, e reproduziu as divergências entre os dois conjuntos principais de teorias que buscam explicar a distribuição pessoal da renda e suas variações ao longo do tempo.⁵ De um lado, há o grupo das teorias que relacionam as rendas pessoais a características decorrentes das habilidades individuais dos agentes

² De acordo com BONELLI & RAMOS (1993).

³ Ver, por exemplo, os estudos de FISHLOW (1972, 1973), LANGONI (1973, 1974), DUARTE (1971), HOFFMANN & DUARTE (1972), HOFFMANN (1973) e SINGER (1975).

⁴ Uma importante resenha analítica sobre o assunto pode ser encontrada em BACHA & TAYLOR (1980). Também um estudo interessante é feito por MALAN & WELLS (1973), em resenha bibliográfica sobre o texto de LANGONI (1973).

⁵ Para maiores detalhes sobre esses dois grupos de teorias, ver RAMOS & REIS (1991) e BONELLI & RAMOS (1993).

econômicos, admitindo que estes seguem escolhas racionais e se direcionam pelos postulados maximizadores da teoria neoclássica em um contexto de informação perfeita. Dentre essas teorias destaca-se a do capital humano, que enfatiza o papel das variáveis educacionais para a explicação da desigualdade.⁶ De outro lado, idéias e modelos que procuram explorar a existência das diferenciadas características do ambiente sócio-econômico dos países, que podem fazer com que a aplicação das teorias do grupo anterior resulte em análises imprecisas.⁷ Entre tais condições, citam-se alguns fatores ligados ao funcionamento de mercados imperfeitos, como: dificuldades de comunicação entre agentes econômicos e regiões, existência de monopólio e/ou oligopólio em diversos mercados, e diferenças no processo de formação de preços entre os setores voltados aos mercados externos e internos. Esse segundo grupo utiliza também em sua análise elementos de modelos de segmentação e competição por empregos no mercado de trabalho. E, além desses aspectos ligados às imperfeições de mercado, esses pesquisadores abordam a importância de fatores institucionais (enfatizando o papel do salário mínimo e das políticas econômicas na conformação da estrutura de salários e outras rendas), em função de seu impacto na distribuição funcional e pessoal da renda.

A divulgação dos resultados do Censo Demográfico de 1980 permitiu o desenvolvimento de pesquisas que constataram que a distribuição de renda havia se tornado ainda mais concentrada na década de 70, apesar do aumento da desigualdade ter sido bem menor do que na década anterior.⁸ A disponibilidade de dados coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, como os das Pesquisas Nacionais por Amostras de Domicílios, subsidiaram trabalhos sobre a evolução do perfil distributivo brasileiro a partir da segunda metade dos anos 70, e, de forma especial, a análise dos anos 80. Embora os anos 70 tenham apresentado crescimento de desigualdade menor do que o

⁶ Apresentam esse enfoque teórico os trabalhos de LANGONI (1973, 1974) e SENNA (1976), entre outros.

⁷ Entre outros, apresentam esse enfoque teórico os trabalhos de FISHLOW (1972, 1973), DUARTE (1971), HOFFMANN & DUARTE (1972), HOFFMANN (1973).

⁸ Ver, por exemplo, os trabalhos de: HOFFMANN (1983), DENSLOW & TYLER (1983), HOFFMANN & KAGEYAMA (1986), e BONELLI & SEDLACEK (1989).

ocorrido nos anos 60, e redução da pobreza absoluta, nos anos 80 essa tendência de "melhora" do processo distributivo foi revertida. Vários estudos indicam que durante essa última década ocorreu forte crescimento da desigualdade da distribuição pessoal de renda (bem como da pobreza absoluta), o qual foi particularmente mais acelerado nos últimos anos do período.⁹ De tal forma que, segundo BONELLI & RAMOS (1993), "O Brasil chegou à última década do século XX ostentando um dos piores índices de desigualdade na distribuição de rendimentos do mundo". Confirmam também esses resultados as conclusões apresentadas sobre o assunto no relatório do Banco Mundial sobre POBREZA e distribuição da renda na América Latina - anos 80 - (1993).¹⁰

A evolução do perfil distributivo brasileiro, dos anos 60 até o final dos anos 80, frente às duas correntes teóricas que se confrontaram no debate sobre os anos 60, vista do momento presente, evidencia que as hipóteses defendidas pelos participantes daquele debate que eram adeptos das interpretações ligadas à teoria do capital humano não resistiram ao passar do tempo. Tal corrente defendia que o aumento na concentração era temporário e autocorrigível em uma economia em crescimento, pois, à medida que aumentasse a oferta de mão-de-obra qualificada, e conseqüentemente fossem eliminadas as quase-rendas recebidas por esses trabalhadores, o desequilíbrio seria corrigido, gerando melhor distribuição de rendimentos.¹¹ Entretanto, o que se constata é que, desde o final dos anos 60, ocorre um grande aumento no conteúdo educacional da mão-de-obra (medido pelo aumento absoluto e relativo no número de trabalhadores com nível

⁹ Consultar, entre outros, os trabalhos de: BARROS & REIS (1990); BONELLI & RAMOS (1993); BONELLI & SEDLACEK (1989, 1991); HOFFMANN (1990a, 1992a, 1992b, 1992c, 1993b); RAMOS (1990a, 1990b, 1993); ROCHA (1992) e ROMÃO (1991).

¹⁰ De acordo com esse relatório, 44% dos pobres da América Latina encontram-se no Brasil, embora esse país seja responsável por 1/3 da população da região. Adicionalmente, registra-se que o Brasil apresentou o maior crescimento da desigualdade durante o período, conforme o índice de Theil (T), apesar de, no início dos anos 80, apresentar-se em 4º lugar entre os países da região.

¹¹ Essa corrente atribuía o aumento da desigualdade a dois conjuntos principais de causas: a) alterações clássicas na evolução da desigualdade da distribuição pessoal de rendimentos, associadas ao desenvolvimento econômico, conforme a forma de "U - invertido", desenvolvida por KUZNETS (1955), baseada em variações na estrutura da força de trabalho; b) desequilíbrios temporários no mercado de trabalho decorrentes do crescimento diferenciado da demanda de trabalho qualificado, mantendo-se fixa, no curto prazo, a oferta.

superior)¹², simultaneamente à ocorrência de aumento da desigualdade de rendimentos, conforme relatado anteriormente neste trabalho.

Além disso, é importante também registrar que a desigualdade aumentou em diferentes contextos macroeconômicos. Ou seja, cresceu tanto nos anos 60 e 70, que foram, em média, períodos de forte crescimento da renda, quanto nos anos 80, caracterizados por redução (ou mesmo estagnação) no ritmo do crescimento econômico.¹³

Pelo exposto, ressalta-se a importância dos estudos que enfatizavam os efeitos da política econômica para o aumento observado na desigualdade nos anos 60.¹⁴ E também a extensão de sua contribuição para a interpretação dos fatores determinantes da continuidade do processo de aumento da desigualdade de rendimentos ocorrida nos anos 70 e 80. Nesse contexto é preciso destacar os efeitos distributivos do modelo de Política Agrícola que predominou no Brasil nas últimas décadas, decorrente das estratégias de desenvolvimento seguidas pelo país no pós-guerra. (Uma discussão mais detalhada sobre essa questão está desenvolvida a seguir, no item 1.2 deste trabalho).

¹² Conforme BONELLI & RAMOS (1993). A afirmação desses autores está baseada, entre outros estudos, nos resultados obtidos por LAM & LEVINSON (1990b), realizados com base em uma amostra de homens brasileiros nascidos entre 1925 e 1963, segundo informações da PNAD 1985. LAM & LEVINSON (1990b) verificam que, em 1985, apenas 7,7% dos homens com 58 a 60 anos possuem mais de 11 anos de estudo, enquanto esse percentual eleva-se para cerca de 21% para aqueles com 22 a 33 anos no mesmo ano. Observam também que, em 1985, 37,3% dos homens com 58 a 60 anos de idade são analfabetos, enquanto esse percentual reduz-se para cerca de 12% para os que possuem de 22 a 27 anos em 1985. Também RAMOS & TRINDADE (1991) constatarem ter ocorrido melhoria na escolaridade média dos trabalhadores brasileiros (considerando amostra de homens entre 18 e 65 anos, em regiões urbanas), de 1977 a 1989. Verificam que a força de trabalho sem instrução formal reduz-se cerca de 25% ao longo dos anos (caindo de 0,132 em 1977 para 0,099 em 1989), enquanto a parcela de trabalhadores com nível universitário cresce cerca de 38% (passando de 0,076 em 1977 para 0,105 em 1989).

¹³ O PIB *per capita* aumentou em média 3,2% a.a. entre 1960 e 1970, e 6% a.a. entre 1970 e 1980 (conforme BONELLI & RAMOS, 1993). Entre 1980 e 1991, o PIB *per capita* apresentou uma queda anual de 0,5% a.a. E, considerando apenas o período 1980-90, verifica-se que o PIB *per capita* sofreu redução de 4,4%, ou seja, de cerca de 0,44% a.a. (Ver conjuntura Econômica, 47(1), p. 81, de janeiro de 1993).

¹⁴ Esses estudos destacavam, entre outros, os seguintes fatores como determinantes do aumento da desigualdade, nos anos 60: i) os efeitos da política salarial adotada em ambiente inflacionário e da política econômica geral desenvolvida; ii) a formação de altos salários, associada ao lucro das empresas; iii) a existência de fatores ligados ao funcionamento de mercados imperfeitos.

Entretanto, como a formação da renda de um indivíduo é um processo complexo e com muitos componentes, em grande parte decorrentes da sua dotação inicial de riqueza, de seu *background* familiar, das características da sociedade em que vive, e das preferências e decisões de investimento que tome ao longo de sua vida, teorias que se proponham a explicar a evolução do processo de concentração de renda individual em uma sociedade devem levar em consideração todos esses aspectos. Dessa forma, é importante enfatizar os efeitos da política econômica na evolução da desigualdade pessoal de rendimentos, mas é também importante considerar o papel da educação e outras variáveis econômicas e demográficas associadas à população ocupada (o que admite a utilização da teoria do capital humano no mínimo como estrutura analítica básica para a construção de modelos).¹⁵ Adicionalmente, é preciso registrar que análises que não considerem a importância das transferências de riqueza entre gerações, deixam de considerar um fator que representa uma das grandes fontes de desigualdade e de sua manutenção.

1.2. Efeitos distributivos do modelo de Política Agrícola predominante no Brasil nas últimas décadas.

O modelo de desenvolvimento econômico brasileiro no pós-guerra apresenta como eixo central a adoção de estratégias de crescimento de forte viés urbano-industrial, e tem priorizado a adoção de políticas públicas voltadas para o mercado, em detrimento de políticas de natureza estrutural. Tais estratégias e prioridades estiveram presentes tanto no modelo autárquico e apoiado na industrialização por substituição de importações da década de 1950 e de parte dos anos 60, como no modelo voltado para

¹⁵ Neste aspecto, é importante registrar a observação feita por FISHLOW (1973), segundo o qual "para que possamos efetivamente compreender e modificar a desigualdade, é preciso reconhecer o papel do capital físico e do capital humano, e estudar sua interação simultânea".

fora instituído pós-1964, que conduziu ao “milagre econômico”¹⁶ e ao período difícil que se seguiu a este (MÜELLER, 1983). Desde a segunda guerra mundial, o governo brasileiro adotou políticas que objetivaram apoiar o desenvolvimento industrial, através da política de substituição de importações. Para atingir essa meta, no que se refere ao setor rural, um conjunto de políticas agrícolas foi acionado, entre os quais se destacam: a) a manutenção de uma taxa de câmbio cronicamente sobrevalorizada, com o intuito de facilitar a continuidade de importações prioritárias e compatíveis com a entrada de poupança externa necessária; b) a implementação de uma complexa política comercial que definisse as barreiras de proteção à indústria doméstica nascente; c) o estabelecimento de uma política de abastecimento que buscava, através da política comercial e política doméstica de preços, conter o custo de vida, controlando a evolução dos preços dos alimentos; d) a institucionalização de um sistema de crédito rural subsidiado, que garantisse simultaneamente a demanda por insumos de origem industrial, e a modernização e a maior rapidez do crescimento da agricultura brasileira (BARROS & ARAÚJO, 1991).

Essa estratégia de crescimento discriminou fortemente a agricultura, pois as políticas adotadas com esse viés e natureza tinham por objetivo quase que exclusivamente resultados de eficiência (aumento de rendimento e riqueza), particularmente sob o regime instituído em 1964, relegando os efeitos de equidade (ou seja, de distribuição mais igualitária do rendimento e riqueza) a um plano secundário. Dentro desse contexto prevaleceram no Brasil, antes e após 1964, e até meados da década de 1980, políticas agrícolas com visão de curto prazo¹⁷, incluindo distribuição de privilégios, como se os recursos fossem ilimitados, sem que, simultaneamente, políticas de modificações estruturais fossem adotadas. Como consequência dessa linha de ação ocorreram a ampliação de iniquidades e graves questões estruturais, como a disparidade da distribuição setorial da renda (MÜELLER, 1983 e BARROS & ARAÚJO, 1991).

¹⁶ No final da década de 1960 e começo dos anos 70, a economia brasileira cresceu à elevada taxa de cerca de 10% a.a. Esse rápido aumento do Produto Interno Bruto (PIB) foi intitulado “milagre econômico”.

¹⁷ Conforme MÜELLER (1983) e LAMOUNIER (1994).

Em decorrência das estratégias de crescimento seguidas pelo país, a orientação central da política agrícola desde 1950, para expandir e modernizar a agricultura, foi a preferência clara por incentivos de mercado, em detrimento da ação sobre fatores estruturais como educação, a estrutura da posse da terra, o estabelecimento de um sistema efetivo de tributação fundiária, e sobre as relações de trabalho no meio rural. Os instrumentos de política agrícola voltados para o mercado, e os incentivos econômicos seletivos e tradicionais, como disponibilidade e custo do crédito, preços e produção de insumos, bem como sua estabilidade, foram supervalorizados em relação à sua eficácia, sofrendo acentuadas limitações quando associados com atividades governamentais inadequadas em áreas como educação e treinamento. Segundo SMITH (1983), as políticas agrícolas adotadas procuraram elevar a produção agrícola através de acréscimos de lucratividade, sem aumento dos preços ao consumidor (investindo em comercialização e implementando crédito subsidiado), bem como elevando a produtividade pelo subsídio a insumos modernos e estímulo à produção pela redução da incerteza sobre os preços agrícolas, com algum retorno. Entretanto, o impacto da implementação desses incentivos de mercado foi muito limitado, dada a ausência de políticas efetivas destinadas a equacionar as questões estruturais da agricultura brasileira, como a questão da posse da terra, da tributação fundiária, e das relações de trabalho no meio rural, entre outras, em função de estilos de governos interessados tão somente em obter resultados rápidos, no curto prazo.

O não enfrentamento dessas importantes questões estruturais está fortemente relacionado com o fato de que o setor agrícola, ao ser discriminado pela adoção de um modelo de desenvolvimento com forte viés urbano-industrial, conseguiu simultaneamente algumas compensações, expressas fundamentalmente no modelo de política agrícola que predominou no país até a primeira metade dos anos 80 (de natureza distributiva, com visão de curto prazo, que priorizou incentivos de mercado à ação sobre questões estruturais). Os setores agrários tradicionais, mais fortes e influentes, conseguiram se manter junto ao centro de poder político do país (embora um pouco à margem durante o regime autoritário), e dessa forma pressionar o governo contra reformas estruturais que, se implementadas, os afetariam profundamente. Segundo

MÜELLER (1982), as políticas agrícolas adotadas pelo governo, de natureza fundamentalmente quantitativa e de curto-prazo, com base em incentivos e de fácil implementação, compensaram parcialmente alguns dos setores rurais pela discriminação sofrida em relação aos setores urbanos e industriais. Entretanto, tais políticas tiveram efeitos distributivos perversos. Isto porque uma dada política pode ter tanto efeito de eficiência como de equidade. Ao expandir a produção e a produtividade ela aumenta a eficiência, enquanto que ao modificar a distribuição de renda e de riqueza gera efeitos de equidade. Porém, o que se pode constatar, ainda segundo MÜELLER (1982), é que as políticas agrícolas implementadas no contexto das estratégias de crescimento seguidas pelo Brasil visaram somente os efeitos de eficiência, relegando a um segundo plano os seus efeitos de equidade. A grande e a média agricultura comercial, considerados os setores com possibilidade de responder mais rápido, e/ou por serem detentores de maior poder junto ao núcleo de decisões do governo, foram privilegiados pelas políticas agrícolas do pós-guerra. Esses foram os setores da agricultura que mais se beneficiaram do acesso fácil ao crédito com taxas reais de juros negativas e insumos subsidiados, pela política de preços mínimos, pelos programas de pesquisa, e introdução de inovações tecnológicas. Além disso, é importante ressaltar que a agricultura comercial origina-se principalmente no Sul-Sudeste, e se expande em direção ao Centro-Oeste, que são as regiões em que esta mais se desenvolveu e que mais recursos e incentivos receberam. Em situação oposta permaneceram o pequeno agricultor, o trabalhador rural e as áreas de agricultura tradicional com menor expressão política, os quais ficaram à margem do processo de formação das políticas agrícolas.¹⁸ Conseqüentemente, o modelo de política agrícola predominante no país até a primeira metade da década de 80 contribuiu para a elevada concentração de renda que se verifica no país, tanto entre pessoas como em termos regionais.¹⁹

¹⁸ Segundo LAMOUNIER (1994), apesar de algumas medidas de política agrícola terem sido favoráveis aos pequenos produtores, estes e os trabalhadores rurais foram os segmentos mais excluídos dos benefícios da modernização da agricultura em épocas mais recentes.

¹⁹ Segundo Relatório de Desenvolvimento do Banco Mundial, concluído em junho de 1995, o Brasil é o país em que há maior desigualdade social e de renda do mundo. Os dados desse relatório referem-se a 71 países desenvolvidos e subdesenvolvidos, onde havia informações oficiais sobre renda da

Na segunda metade dos anos 80 a política agrícola brasileira assumiu, gradualmente, feição regulatória, isto é, características de políticas que têm impacto específico sobre setores de atividades mais amplos, e que implicam decisões diretas antecipadas e claras sobre a distribuição de custos e oportunidades para pessoas ou grupos. Ou seja, de adoção de ações que, mesmo que beneficiem grupos ou setores específicos, orientam-se por alguma norma geral, e supõem o reconhecimento da existência de recursos limitados (LAMOUNIER, 1994). Essa mudança no modelo de política agrícola, de feição distributivo para outro mais caracteristicamente regulatório, foi-se desenvolvendo gradualmente durante os anos 80.

Entretanto, a pressão do descontrole das finanças públicas e a aceleração do processo inflacionário fizeram com que o governo não conseguisse definir e implementar uma política agrícola coerente, pois este se limitou a administrar a inflação e a escassez de recursos. Ainda segundo LAMOUNIER (1994), as medidas antinflacionárias de curto prazo atropelaram em vários momentos as políticas de proteção da renda do setor agrícola, quando foram utilizadas estratégias tradicionais de contenção do gasto público e de elevação da taxa de juros, ou quando foram adotadas medidas heterodoxas. O processo de decisão política, nesse período, explicitou o conflito de interesses entre o setor agrícola e a direção geral da política econômica, cujo intuito era o de buscar, no curto prazo, equilíbrio das contas públicas. Dessa forma, em função de se tentar conseguir a desejada estabilidade econômica, predominou novamente, como em períodos anteriores, a adoção de políticas de mercado, em detrimento das políticas de natureza estrutural.

Porém, as decisões sobre política agrícola nesse período deixaram de configurar um processo fechado e liderado pela burocracia estatal, como conseqüência do

população no biênio 1988/1989. (FALCÃO, 1995). É interessante notar que no Relatório do Banco Mundial, a África do Sul é “vizinha” do Brasil. À primeira vista, a desigualdade no Brasil é maior do que na África do Sul, pois aqui os 10% mais ricos ficam com 51,3% da renda, ao passo que lá essa proporção é 47,3. Cabe ressaltar, entretanto, que os dados do Brasil se referem à ordenação das pessoas conforme rendimento per capita em 1989, ano em que o “ruído” causado pela inflação atingiu seu máximo, e os dados para a África do Sul se referem a gastos per capita. A desigualdade de gastos é, tipicamente, menor do que a desigualdade de rendimentos (Os dados para a África do Sul são de 1993).

processo de democratização e da crise fiscal do Estado. Nela passavam a influir segmentos novos, como o Congresso Nacional, governadores e secretários dos Estados, e tiveram poder ampliado os segmentos agroindustriais e as associações representativas dos produtores rurais. Os trabalhadores rurais e os pequenos produtores, entretanto, continuaram praticamente ausentes desse processo também no final dos anos 80, de tal forma que, como em períodos anteriores, foram os grandes e médios produtores rurais que conseguiram diversificar seus instrumentos de poder e possuir alguma capacidade de influir sobre o processo decisório que vai definindo a nova agricultura brasileira. Dessa forma, embora ocorra uma transição gradual no modelo de política agrícola predominante no país, no decorrer dos anos 80, essa modificação também não tem contribuído para melhorar o perverso perfil distributivo brasileiro, porque políticas de mercado continuam sendo priorizadas em relação a políticas de natureza estrutural, que são aquelas que têm condições efetivas de afetar a grave questão distributiva do Brasil.

1.3. Perfil distributivo do setor rural brasileiro: evolução recente

Nas últimas três décadas, o setor rural brasileiro também apresenta um aumento contínuo no processo de concentração dos rendimentos pessoais. Nos anos 60, esse aumento é caracterizado por ter sido menos pronunciado do que o ocorrido nos setores urbanos (secundário e terciário)²⁰. Nesse período, o rendimento médio real do setor sofre um aumento de cerca de apenas 14%²¹. Na década de 70, o setor agrícola apresenta, simultaneamente, um grande aumento da desigualdade de renda e dos rendimentos reais médios, e redução da pobreza.²² O aumento da desigualdade no setor

²⁰ Conforme resultados apresentados por FISHLOW (1972), LANGONI (1973), HOFFMANN (1992a, 1992b, 1992c) e HOFFMANN & KAGEYAMA (1986).

²¹ De acordo com LANGONI (1973, P. 81).

²² Segundo HOFFMANN (1992b), considerando a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas na agricultura, com rendimento, em 1970 e 1980, registra-se que: o rendimento real médio aumentou, no período, 103%, o índice de Gini passou de 0,424 para 0,554, o índice de Theil

rural, nessa década, caracteriza-se por ser superior ao dos setores urbanos, diferentemente do ocorrido nos anos 60. Dentre os fatores condicionantes do grande crescimento tanto da desigualdade quanto do rendimento médio no setor agrícola, nesse período, HOFFMANN (1994a) destaca os seguintes: "a forte concentração da posse da terra e a natureza do processo de modernização do setor, que foi incentivado por uma política agrícola cujo principal instrumento era o crédito rural subsidiado, que privilegiou um grupo relativamente restrito de empresários". Essa interpretação é ratificada por GUEDES (1992)²³ e LEONE (1994)²⁴, e reafirma as conclusões obtidas por CUNHA (1978) quanto aos determinantes da pobreza rural em 1970.

Os anos 80 são caracterizados por alternar períodos de recessão e de alguma retomada do crescimento econômico, em um ambiente inflacionário instável, que se intensifica grandemente nos últimos anos da década. Segundo estudos que analisam o comportamento da desigualdade e distribuição de rendimentos pessoais no período, bem como a evolução da pobreza absoluta no setor agrícola, pode-se concluir, tomando como base o período 1981-1990, que a desigualdade aumentou, o rendimento médio real diminuiu, e a pobreza absoluta foi ampliada.²⁵ A desigualdade da distribuição de rendimentos apresenta-se maior na área urbana do que na rural, com o rendimento médio da população economicamente ativa na agropecuária crescendo menos (ou diminuindo mais) do que o da população urbana.²⁶

alterou-se de 0,363 para 0,569, e a porcentagem de pobres reduziu-se de 0,814 para 0,595, adotando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo de agosto de 1980 por pessoa ativa.

- ²³ Ressalta-se a afirmação feita por GUEDES (1992), em seu estudo sobre os condicionantes da distribuição de renda na agricultura de Goiás em 1980: "todos os resultados indicam que o processo de modernização, ao instaurar-se no Estado de Goiás, trouxe sérias conseqüências quanto à desigualdade da distribuição de renda. Fica evidente que a modernização da agricultura goiana constituiu-se em importante instrumento de crescimento econômico. Não foi capaz, contudo de eliminar a pobreza rural. Mais que isso, não promoveu a distribuição equitativa do crescimento, tendo, ao contrário, ampliado as desigualdades".
- ²⁴ Segundo LEONE (1994), a modernização ocorrida na agricultura, especialmente na década de 70, teve conseqüências negativas sobre a renda, o emprego, e as condições de vida da população rural, bem como expulso a população supérflua que não se beneficiou da modernização.
- ²⁵ De acordo com HOFFMANN (1992b), considerando a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento, observa-se que, entre 1981 e 1990, o rendimento real médio do setor rural diminuiu cerca de 8%, o índice de Gini passou de 0,507 a 0,540, e os 50%

Esse quadro de desigualdade e pobreza torna-se ainda mais grave perante os baixos rendimentos médios do setor rural. Um indicador dessa situação é dado por RODRIGUES (1994), que, ao analisar o nível médio de rendimentos do mercado de trabalho no meio rural e urbano, em 1990, verifica que em todos os décimos da população ocupada nas zonas rurais, o nível médio de renda chega a ser menos da metade no décimo correspondente da população ocupada urbana.²⁷

De acordo com esse relato, evidencia-se que a situação da distribuição e desigualdade de rendimentos pessoais, bem como da pobreza absoluta, no setor rural brasileiro é muito grave.

Entretanto, é preciso registrar que o crescimento do setor agrícola, na maior parte dos anos 80, se deu de forma relativamente favorável, frente ao fato de que a economia como um todo cresceu muito pouco.²⁸ Segundo GASQUES & VILLA VERDE (1990), "a comparação das taxas de crescimento intersetoriais mostra que na década de oitenta a agricultura foi um dos setores de maior dinamismo. Seu crescimento médio anual de 3,1% superou o crescimento industrial, enquanto na década anterior, caracterizada por um crescimento acelerado da economia, a indústria cresceu o dobro da

mais pobres, que ficavam com 17,9% da renda total em 1981, tiveram essa participação reduzida para 15,9% em 1990.

²⁶ RODRIGUES (1994) registra, entretanto, que o único aspecto positivo do mercado de trabalho rural em relação ao urbano é o caráter aparentemente menos perverso da distribuição dos rendimentos do trabalho. Tanto que, em 1990, enquanto os 10⁺ da População Ocupada (P.O.) na área urbana do país recebeu rendimentos 9,2 vezes superiores aos 30⁻, este número cai para 6,6 vezes para a área rural. Outros indicadores definem um quadro bem pior para o mercado de trabalho rural frente ao urbano, como, por exemplo: maior participação de crianças (10 a 13 anos) na força de trabalho, maior precariedade do trabalho, e piores índices de escolaridade.

²⁷ Tendo como base informações do Mapa do Mercado de Trabalho no Brasil (elaborado pelo IBGE, a partir dos dados da PNAD 90), RODRIGUES (1994) ilustra a disparidade do nível de renda entre os setores rural e urbano, em 1990, ao registrar que a renda média mensal do décimo superior da P.O. (com rendimento do trabalho) é de 24,5 salários mínimos nas áreas urbanas, sendo de apenas 9,1 salários mínimos nas áreas rurais. Observa ainda que, enquanto o rendimento médio mensal da P.O. na área urbana, no 5º décimo, é de 2,30 salários mínimos, na área rural é de apenas 1 salário mínimo.

²⁸ O crescimento do produto real (ou seja, a evolução da produção em termos físicos), entre 1980 e 1990, foi de 28,21% na agropecuária, 3,16% na indústria, e de 28,63% no setor de serviços. Especificamente nos anos 80, entre 1980 e 1989, esse crescimento foi, respectivamente, de 33,17% (na agropecuária), 12,13% (na indústria) e de 29,70% (no setor de serviços) (Ver Conjuntura Econômica, julho de 1993, p. 58).

agricultura". Na década de 80 a taxa de crescimento anual do setor industrial foi de apenas 0,9%, enquanto o conjunto da economia, medido pelo PIB, apresentou crescimento de 2,2% ao ano. Esse crescimento geral da economia, entretanto, foi muito baixo, pois a população brasileira cresceu no mesmo período, ao ritmo de 1,9% a.a.²⁹

Neste contexto, é relevante estudar o perfil distributivo da renda no setor rural brasileiro. Um melhor entendimento da mecânica distributiva, e uma investigação detalhada sobre os fatores responsáveis pela desigualdade da distribuição são claramente desejáveis, tanto no Brasil como nas suas diferentes regiões. Outros fatores que também contribuem para reforçar a relevância de análises dessa natureza são decorrentes da significativa dimensão do setor rural dentro da economia brasileira, embora esse tema, particularmente na década de 80, tenha sido pouco explorado por pesquisas científicas.³⁰ Entre esses fatores, julga-se interessante registrar que:

- em 1991, um de cada quatro brasileiros reside na área rural, ou seja, cerca de 36 milhões de pessoas em uma população total de 146 milhões de pessoas. E, do total de pessoas que residem na área rural, cerca de 16,7 milhões (quase 50%) estão no Nordeste;³¹
- cerca de 23% dos trabalhadores brasileiros, em 1990, estão ocupados em atividades agrícolas.³² Ressalta-se que esse número é muito elevado, comparativamente ao de qualquer país desenvolvido, onde a população economicamente ativa que trabalha na agricultura não ultrapassa 10% da população total.³³

²⁹ Ver LEONE (1994, p. 16).

³⁰ De acordo com LEONE (1994), embora a pobreza seja bem maior nas áreas rurais, as pesquisas têm privilegiado os estudos da pobreza urbana. Admite como prováveis razões para essa situação, as maiores dificuldades para obtenção de informações confiáveis sobre a população rural, bem como o fato dos pobres urbanos serem mais visíveis e incomodarem mais a sociedade do que aqueles que se encontram espalhados pelo amplo setor rural brasileiro.

³¹ Ver anuário Estatístico do Brasil - 1992 (p. 206 e 207).

³² De acordo com a PNAD90/IBGE, a PEA total é constituída de 62 100 499 trabalhadores, dos quais 14 180 519 têm como ramo de atividade o setor agrícola.

³³ LEONE (1994).

Adicionalmente, outra justificativa para investigar esse tema, é a própria pressão crescente da sociedade brasileira por soluções para os problemas associados à distribuição de renda e pobreza, que tem feito com que esses assuntos ganhem perspectiva também política, não se atrelando exclusivamente às questões de crescimento econômico.

Diante desse cenário de persistente aumento da concentração da renda no país, e da relevância atual do estudo do setor rural, é que se propõe a pesquisa desenvolvida através desta tese.

1.4. Objetivos gerais

Os objetivos principais deste trabalho são:

- 1.4.1. Descrever e analisar a evolução da distribuição de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro, de 1981 a 1990, em termos gerais e regionais, e inferir como a política e o desempenho econômico contribuíram para o comportamento da desigualdade no período;
- 1.4.2. 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 rural brasileiro, em geral e nas diferentes regiões do país, no período 1981-1990. Investigar as relações entre a composição da população ocupada segundo essas variáveis e a desigualdade, bem como entre mudanças nessa composição e na desigualdade, de forma a buscar um melhor entendimento das transformações sócio-econômicas responsáveis pelas alterações na distribuição de renda.

1.5. Organização da pesquisa

No Capítulo 2 apresenta-se a base de dados utilizada, e efetuam-se considerações sobre os principais instrumentos metodológicos necessários para o desenvolvimento do estudo da distribuição de rendimentos e da evolução da pobreza no setor rural brasileiro. Discute-se a qualidade dos dados disponíveis para análise, e citam-se algumas de suas limitações. Descreve-se a metodologia de construção das amostras utilizadas nesta pesquisa. As considerações metodológicas referem-se às medidas de desigualdade e pobreza utilizadas, além de comentários acerca da escolha do deflator e o cálculo das linhas de pobreza.

O Capítulo 3 apresenta a análise da evolução da desigualdade de rendimentos no setor rural brasileiro, no período em estudo. A evolução da desigualdade é feita a partir da construção de curvas de Lorenz e cálculo de medidas de desigualdade. Esses indicadores são apresentados para cada região geográfica definida, e para o Brasil todo. Para complementação do estudo, são também obtidas algumas medidas de pobreza. Trabalha-se com a distribuição dos indivíduos conforme a renda de todos os trabalhos. Procura-se identificar a relação existente entre desigualdade de renda, renda média e pobreza absoluta, utilizando análise de regressão.

O capítulo 4 propõe-se a realizar um aprofundamento do conhecimento dos efeitos dos principais fatores determinantes da distribuição pessoal de rendimentos no setor rural brasileiro, no país e nas suas regiões. É feita uma decomposição estática das medidas de desigualdade, de forma a identificar a contribuição das variáveis educação, posição na ocupação, idade e sexo para a desigualdade observada em cada ano do período considerado. Efetua-se também análise de regressão ponderada, estimando equações que relacionam o logaritmo da renda de todos os trabalhos da pessoa ocupada com as variáveis explicativas educação, posição na ocupação, idade e sexo. Dessa forma, é possível avaliar e discutir a evolução dos diferenciais de rendimentos associados às duas principais variáveis explicativas identificadas: Posição na Ocupação e Educação. Após

definir a importância e contribuição das diferentes variáveis para a desigualdade, a segunda parte desse capítulo dedica-se a possibilitar o entendimento da natureza da contribuição de cada variável, enfatizando as contribuições associadas à Posição na Ocupação e Educação. Efetua-se então a decomposição das variações nos índices R e L de Theil, de forma a desmembrar a mudança na desigualdade entre o início (1981) e o final do período em estudo (1990), de acordo com três tipos de fenômenos: mudanças nas rendas relativas entre os grupos sócio-econômicos (efeito-renda); alterações no tamanho relativo destes grupos (efeito composição ou alocação) ou mudanças nas suas dispersões internas (efeito interno). Procura-se verificar, com esse procedimento, se realmente o efeito-renda é mais importante do que o efeito composição para a questão distributiva, na economia rural brasileira do período 1981-1990, à semelhança do que indicam outros trabalhos para a área urbana.³⁴

Finalizando, são apresentadas as principais conclusões obtidas ao longo da tese.

³⁴ Ver, por exemplo, RAMOS (1993).

2. BASE DE DADOS E QUESTÕES DE METODOLOGIA

2.1. Definição e evolução da amostra

2.1.1. Base de Dados

O presente estudo tem por base as informações coletadas nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD), no período 1981-1990. A PNAD é um sistema de pesquisas domiciliares que foi implantado, progressivamente, no Brasil a partir de 1967, com a finalidade de produzir informações básicas para o estudo do desenvolvimento sócio-econômico do País. Desde 1971 tem periodicidade anual, sendo interrompida apenas por ocasião dos censos demográficos (1970, 1980 e 1991). Trata-se de um levantamento anual realizado através de uma amostra dos domicílios que abrange todo o país, exceto a área rural dos estados da antiga Região Norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima). Por essa pesquisa são investigados, de forma permanente, os temas habitação, rendimento e trabalho, associados a aspectos demográficos e educacionais, bem como outros assuntos de caráter demográfico, social e econômico, com periodicidade variável. É uma coleta oficial de dados, realizada sob a responsabilidade do Departamento de Emprego e Rendimento da Diretoria de Pesquisa da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

A disponibilidade dos dados obtidos através das PNAD tem estimulado e subsidiado pesquisas sobre pobreza e distribuição de renda no Brasil, e permitido o avanço mais recente de estudos³⁵ de um dos mais perversos perfis distributivos do

³⁵ Entre outros são exemplos de estudos sobre o perfil distributivo brasileiro em anos mais recentes, com uso de dados das PNAD, os seguintes: LEAL & WERLANG (1989), TOLOSA & ROCHA (1989),

mundo contemporâneo (complementarmente aos dados dos censos demográficos). São dados, segundo RAMOS (1993), de "excelente qualidade, tanto no que concerne à cobertura regional quanto em termos de consistência intertemporal, sobre os perfis individuais e domiciliares, que tornam possível mapear um vasto conjunto de variáveis econômicas e demográficas".

Embora as PNAD forneçam informações de boa qualidade, é preciso registrar algumas características da natureza desses dados, as quais são restrições que precisam ser levadas em consideração na análise dos resultados, que são:

- a) O fato de os dados refletirem rendas monetárias e pagamentos em espécie, não considerando a produção para auto-consumo, que muitas vezes é uma parte importante da renda real dos pequenos produtores rurais³⁶. Tal aspecto tende a subestimar a renda nos estratos mais baixos, em dado momento no tempo, e pode implicar uma superestimação do nível de desigualdade dos rendimentos do setor agrícola. Além disso, este fenômeno pode afetar a comparabilidade das medidas ao longo do tempo, pois se pode esperar que a importância relativa dessa forma de renda (produção para auto-consumo) diminua com o desenvolvimento econômico do país;
- b) Como essas pesquisas são uma série de cortes transversais (*cross sections*), que contêm o mesmo conjunto de informações, é possível inferir a proporção de trabalhadores com o mesmo conjunto de

BONELLI & SEDLACEK (1989, 1991), BARROS & REIS (1990), LAM & LEVISON (1990a, 1990b), LOPES & GOTTSCHALK (1990), ROCHA (1990), BARROS & RAMOS (1992a), BARROS & MENDONÇA (1992), RAMOS & TRINDADE (1991), ROCHA (1992), BARROS & LAM (1993), BONELLI e RAMOS (1993), RAMOS (1993), HOFFMANN (1990a, 1992a, 1992b, 1993a, 1993b, 1994a, 1994b), FISHLOW, FISZBEIN e RAMOS (1993) e LEONE (1994).

³⁶ Tanto que LEONE (1994) afirma, em seu trabalho, que "uma elevada proporção de famílias com baixo nível de renda monetária na região Sul tem condições de vida certamente superiores às apresentadas pelas famílias agrícolas rurais de baixa renda de outras regiões, mesmo as de São Paulo. A maioria dessas famílias é de pequenos produtores e devem usufruir elevado auto-consumo do que produzem, sem que isso seja captado adequadamente pelo conceito de renda do IBGE".

atributos e características em diferentes momentos temporais, mas não é possível acompanhar o mesmo grupo de indivíduos ao longo do tempo;

- c) A principal limitação desses dados que é, segundo HOFFMANN (1988), *"a subdeclaração dos rendimentos mais elevados, levando a uma subestimação do grau de desigualdade da distribuição de renda"*.
- d) Aspectos ligados à metodologia de coleta de dados através de questionários que também podem contribuir para subestimar a renda total declarada pelos indivíduos entrevistados. Entre eles, cita-se: o ritmo inflacionário (que pode afetar a declaração de rendimentos fixos e/ou variáveis), e a fixação da data de referência da coleta em determinada semana (o que pode fazer com que uma pessoa sem atividade na semana da pesquisa declare ter renda do trabalho igual a zero, mesmo que tenha trabalhado e obtido renda em outros períodos do ano).

Para o período em estudo (1981-1990), a PNAD não considerou o desmembramento do antigo Estado de Goiás nos atuais Estados de Tocantins e Goiás. É importante também registrar que as características da investigação básica iniciada em 1981 não se alteraram até 1990, gerando uma série histórica de resultados.

Como o presente trabalho se propõe a analisar a evolução da distribuição de rendimentos no setor rural brasileiro, de 1981 a 1990, consideram-se apenas as informações das PNAD relativas à população economicamente ativa (PEA) ocupada no setor agrícola (constituída pelas pessoas — homens e mulheres — ocupadas com atividade principal na agricultura — incluindo agropecuária, extração vegetal e pesca). Embora os dados das PNAD, por sua disponibilidade e qualidade, tenham permitido o avanço mais recente de estudos sobre o perfil distributivo brasileiro, há maior densidade

de pesquisas sobre esse comportamento na PEA total ou urbana, do que na PEA rural.³⁷ E, entre os trabalhos voltados à PEA urbana, o maior número deles restringe-se à força de trabalho masculina.³⁸

Para o caso da população rural, é importante registrar algumas limitações adicionais importantes dos dados fornecidos pelas PNAD, como:

- a) o fato de excluir a área rural da Região Norte do levantamento não permite que se inclua na análise uma área rural importante onde se estende a fronteira agrícola do país.³⁹
- b) e o fato de a coleta de informações ter como base uma semana específica de referência, o que não permite que se capte a variedade das atividades agrícolas no país ao longo do ano.⁴⁰

Apesar dessas limitações, as informações fornecidas pelas PNAD são importantes e imprescindíveis para o estudo sócio-econômico da população rural brasileira. As limitações devem ficar registradas para que sejam tomados os devidos cuidados na análise dos resultados.

³⁷ Entre os trabalhos mais recentes sobre o perfil distributivo brasileiro destacados na nota 35, referem-se à população rural de forma mais específica apenas os desenvolvidos por HOFFMANN (1990a, 1992a, 1992b, 1993a, 1993b, 1994a, 1994b) e LEONE (1994).

³⁸ LEAL e WERLANG (1989), BARROS & REIS (1990), LAM & LEVISON (1990a, 1990b), BARROS & RAMOS (1992b), RAMOS & TRINDADE (1991), BONELLI & RAMOS (1993); RAMOS (1993); FISHLOW, FISZBEIN & RAMOS (1993).

³⁹ Segundo PINHEIRO (1994), estudos recentes do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) indicam que o Norte recebeu proporcionalmente o maior número de migrantes (3,6 milhões) de todo o país entre 1980 e 1991, em busca de novas fronteiras agrícolas ou garimpo. Além desse dado, registre-se que essa é a única região rural em que a população residente aumentou de 1980 para 1991 (de 2 843 118 para 4 325 699 pessoas), conforme o Anuário Estatístico do Brasil/1992).

⁴⁰ Segundo LEONE (1994), "a semana de referência da PNAD-87 corresponde a um período de elevado emprego agrícola no Nordeste e de baixo emprego agrícola nas demais regiões do país, salvo o Estado de São Paulo, em que o nível de emprego agrícola situa-se exatamente no nível médio anual do emprego. Conseqüentemente, as informações da PNAD conseguem representar melhor a situação ocupacional dos trabalhadores agrícolas neste estado. No Nordeste provavelmente a PNAD superestima a proporção de empregados temporários e subestima a dos trabalhadores por conta-própria e não-remunerados, ocorrendo o contrário nas demais regiões".

Neste estudo não são consideradas as informações das PNAD referentes a 1982 e 1984. A decisão de exclusão referente a 1982 é decorrente da diferença de procedimento na coleta dos dados neste ano (em 12 semanas de referência) em relação aos demais anos do período (em que se considerou uma semana de referência). Quanto a 1984, a razão da exclusão é decorrente apenas do fato de não se ter tido acesso aos dados referentes a este ano.

As informações utilizadas referem-se a dados individuais das PNAD de 1981, 1983, 1985, 1986, 1987, 1988, 1989 e 1990, fornecidos pelo IBGE em meio magnético, com várias características de cada pessoa da amostra⁴¹. Como o procedimento metodológico adotado pelo IBGE implica que cada pessoa da amostra representa um determinado número de pessoas da população, os dados individuais são fornecidos com o peso ou fator de expansão de cada indivíduo. Isso permite que os cálculos sejam elaborados ponderando-se cada observação pelo respectivo peso, que foi o procedimento adotado neste estudo. Quanto ao aspecto metodológico, o fato de o presente trabalho utilizar informações individuais nas PNAD é uma contribuição que se espera seja relevante em relação a outras pesquisas que trataram da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, pois a maior parte dessas pesquisas usou como base de dados informações agrupadas por faixas de renda (publicadas pelo IBGE com base nas PNAD).

A tabela 1, a seguir, apresenta a evolução da população rural residente, total e economicamente ativa, conforme números obtidos das PNAD/IBGE (Brasil e grandes regiões). Mostra também a evolução da população economicamente ativa (PEA) ocupada no setor agrícola, conforme o número de elementos da amostra e estimativa feita para a população através dos fatores de expansão, valores esses computados a partir das fitas magnéticas.⁴² Registre-se que a partir de 1986 o IBGE decidiu reduzir o tamanho das amostras.

⁴¹ Os dados foram fornecidos através do Setor de Processamento de Dados do Instituto de Economia da Universidade de Campinas (UNICAMP).

⁴² O número (expandido) de pessoas economicamente ativas ocupadas no setor agrícola (População estimada), obtido por meio magnético, coincide com os números publicados através dos relatórios

Tabela 1 - População rural residente, População rural economicamente ativa e População economicamente ativa ocupada no setor agrícola, no Brasil (exclusive a população rural da Região Norte), de 1981 a 1990.

ANO	POPULAÇÃO RURAL ⁽¹⁾		POP. ECONOMICAMENTE ATIVA OCUPADA NO SETOR AGRÍCOLA ⁽²⁾	
	TOTAL	ECONOMICA-MENTE ATIVA	Nº DE PESSOAS DA POPULAÇÃO	Nº DE PESSOAS DA AMOSTRA
1981	34 526 542	13 936 014	13 229 837	41 749
1983	35 156 669	14 812 356	13 110 739*	42 420
1985	36 385 286	15 600 538	15 389 209	49 886
1986	36 843 940	15 264 496	14 330 630	25 996
1987	37 113 771	15 891 702	14 116 155	25 977
1988	37 282 721	15 980 432	14 233 308	25 879
1989	37 053 314	16 072 396	14 034 883	25 203
1990	38 119 803	16 812 436	14 180 519	25 564

Fonte: (1) Dados publicados pelas PNAD - IBGE (Relatórios)

(2) Dados individuais das PNAD - IBGE (fitas magnéticas)

(*) O número de pessoas ocupadas da população economicamente ativa no setor agrícola, conforme o relatório PNAD/83 é 13 115 147. A diferença (4 408 pessoas) é decorrente de perda de registros na transferência dos dados individuais por meios magnéticos.

das PNAD/IBGE, exceto em 1983, quando há uma diferença de 4 408 elementos. Essa discrepância é decorrente da perda de alguns registros (cerca de 160) da PEA total (rural e urbana) quando da transferência dos dados da fita original (mainframe) para microcomputador, efetuada no setor de processamento de dados do Instituto de Economia da UNICAMP.

2.1.2. A seleção da amostra

Ao estudar pobreza e desigualdade da distribuição de renda para uma dada população, uma questão metodológica que se apresenta é a escolha da unidade e da variável de análise.

Para a análise da evolução e decomposição da desigualdade de rendimentos no setor rural, entende-se que a unidade de análise deve ser a pessoa economicamente ativa no setor agrícola. A variável a ser estudada, para melhor refletir o rendimento do trabalho, foi definida, dentro das opções fornecidas pelas PNAD, como sendo a renda mensal individual de todos os trabalhos — RTTR — (que inclui o rendimento em dinheiro e em produtos e mercadorias, proveniente do trabalho principal e de outros trabalhos, exclusive valor da produção para autoconsumo), excluindo as pessoas que declararam possuir rendimento nulo.⁴³ A decisão de excluir as pessoas com rendimento nulo tende a levar a uma superestimação dos rendimentos médios e medianos, e, provavelmente, subestimar a desigualdade da distribuição. Por outro lado, a inclusão desses indivíduos no cálculo de medidas de desigualdade e/ou pobreza contribui para superestimá-las, uma vez que, de forma mais expressiva no setor rural, essas pessoas participam do rendimento familiar que ajudam a produzir, pois são, em geral, membros não remunerados de famílias de pequenos proprietários, arrendatários e parceiros.⁴⁴

Com o intuito de obter um conjunto de informações homogêneas quanto às características do processo de formação de rendimentos do trabalho, a amostra foi obtida limitando-se o universo de análise aos indivíduos:

⁴³ Usam como variável de análise a renda individual positiva, tendo como base de dados a PEA total, os trabalhos de BONELLI & SEDLACEK (1989, 1991) e BARROS & MENDONÇA (1992). Usam a mesma variável, trabalhando com a força de trabalho masculina da PEA em áreas urbanas, os trabalhos de BARROS & REIS (1990), BARROS & RAMOS (1992a), RAMOS & TRINDADE (1991), BONELLI & RAMOS (1993), RAMOS (1993), e FISHLOW, FISZBEIN & RAMOS (1993). HOFFMANN (1992a, 1992b, 1993a, 1993b, 1994a, 1994b) tem feito opção, geralmente, por efetuar análises incluindo e excluindo pessoas economicamente ativas com rendimento nulo na agricultura.

⁴⁴ Com base em HOFFMANN e KAGEYAMA (1986) e HOFFMANN (1992a, 1994a).

- a) pertencentes à população economicamente ativa (PEA), ocupados no setor agrícola;
- b) com 15 anos de idade ou mais⁴⁵;
- c) trabalhando 20 horas ou mais por semana⁴⁶;
- d) com renda de todos os trabalhos positiva⁴⁷;

A evolução da amostra, restrição por restrição, para o Brasil (exceto Região Norte) é apresentada na tabela 2.

Adicionalmente, entretanto, é preciso registrar que, de acordo com o procedimento metodológico adotado pelas PNAD-IBGE, são classificadas como pessoas ocupadas não-remuneradas aquelas de 10 anos ou mais, que exercem uma atividade econômica sem remuneração, trabalhando pelo menos quinze horas por semana. Dessa forma, os menores de 10 anos, e os não-remunerados que trabalham menos de quinze horas por semana, não são quantificados na população ocupada do setor agrícola por essas pesquisas. Conseqüentemente, esse procedimento elimina do conjunto das pessoas ocupadas uma das causas fundamentais da pobreza agrícola, que é o subemprego por tempo de trabalho. Observa-se, adicionalmente, que ao decidir excluir da amostra as pessoas ocupadas sem rendimento no setor agrícola, por questões formais de cálculo de índices de desigualdade, está-se eliminando outra causa da pobreza rural, que é a subocupação na produção familiar. A implicação dessa decisão é que os resultados das medidas de desigualdade e pobreza podem ser afetados de forma diferenciada nas várias

⁴⁵ A escolha desse limite etário foi definida pelos seguintes fatores: i) como o ensino é obrigatório no Brasil até os 14 anos, é possível que, com 15 anos ou mais, não ocorrendo repetência ou evasão, o indivíduo possa ter concluído o 1º grau (da 1ª à 8ª séries); ii) como a legislação trabalhista do país afirma que as crianças podem trabalhar sem permissão especial a partir de 14 anos, é possível que com 15 anos ou mais a pessoa já seja elemento efetivo da força de trabalho, com livre opção para continuar ou não estudando (pois o ensino de 2º grau não é obrigatório).

⁴⁶ A escolha desse limite foi definida como forma de excluir da amostra as pessoas que trabalham um número semanal de horas inferior a um regime de turno parcial.

⁴⁷ O motivo de se considerar apenas os trabalhadores com renda positiva é decorrente do fato de se optar por ter o mesmo universo de pessoas como base para o cálculo das medidas de desigualdade e pobreza, bem como para a análise dos fatores condicionantes do rendimento das pessoas. Essa decisão está associada à incapacidade do índice de Theil-L de lidar com unidades recipientes com renda zero, e da impossibilidade de se trabalhar com logaritmos de renda nula em análises de regressão.

regiões do país (Porque entre estas regiões, é no Sul e Nordeste que se encontram os maiores percentuais de pessoas com rendimento de todos os trabalhos nulo, entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil, de 1981 a 1990).

Tabela 2 - Evolução da Amostra ⁽¹⁾

Número de pessoas ocupadas no setor agrícola no Brasil (exceto Região Norte⁽²⁾), de 1981 a 1990 (conforme renda individual de todos os trabalhos).

Ano	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
PEA-Setor Agrícola ⁽²⁾	13 195 726 (40 805)	13 001 047 (41 368)	15 262 364 (48 773)	14 217 731 (25 439)	13 981 053 (25 267)	14 103 458 (25 248)	13 898 607 (24 552)	14 039 721 (24 889)
renda positiva de todos os trabalhos	(29 015)	(29 361)	(35 127)	(19 131)	(18 497)	(18 560)	(17 870)	(17 869)
≥ 15 anos de idade	(27 564)	(28 125)	(33 579)	(18 218)	(17 666)	(17 756)	(17 078)	(17 143)
≥ 20 horas semanais de trabalho	8 696 127 (27 370)	8 563 484 (27 884)	10 271 498 (33 384)	9 965 643 (18 107)	9 513 100 (17 477)	9 664 550 (17 555)	9 481 370 (16 931)	9 446 438 (16 962)
% sem rendimento ⁽³⁾	22,34	22,98	22,18	19,47	21,00	20,38	20,92	22,00

Fonte: Dados individuais das PNAD - IBGE (1981 a 1990)

- (1) Número de observações após a aplicação cumulativa das restrições. Os números entre parênteses referem-se ao tamanho da amostra. Os demais valores referem-se a população (estimativa obtida através dos fatores de expansão)
- (2) Número de pessoas ocupadas no setor agrícola brasileiro, excluindo a região Norte.
- (3) Percentual de pessoas com renda individual nula, com 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana, em relação ao número total de pessoas com renda declarada e com as mesmas restrições.

Pelos números registrados na tabela 2, verifica-se que o tamanho da população (estimada) varia entre um mínimo de 8 563 484 pessoas em 1983 e um máximo de 10 271 498 em 1985, situando-se em seis dos oito anos analisados sempre acima de 9 400 000 pessoas. E, além disso, que os percentuais de retenção a cada restrição apresentam estabilidade ao longo do período analisado, evidenciando a existência de consistência dos critérios de amostragem ao longo do tempo. Para todo o período, o percentual de pessoas sem rendimento entre as pessoas com declaração de rendimento, feitas as restrições de idade e horas semanais de trabalho, manteve-se estável em torno de 21%.

Como se pretende efetuar a análise de evolução e decomposição da desigualdade de rendimentos entre pessoas ocupadas no setor rural, por regiões geográficas brasileiras, destacando o Estado de São Paulo como uma região, foram construídas amostras regionais, utilizando-se os mesmos parâmetros definidos para a construção da amostra para o Brasil. As regiões geográficas consideradas são:

- a) Estado de São Paulo
- b) Região Sul (Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná)
- c) Região Sudeste (Estados do Rio de Janeiro, Espírito Santo e Minas Gerais)
- d) Região Centro-Oeste (Estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Distrito Federal)
- e) Região Nordeste (Estados do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia).

A tabela 3, a seguir, apresenta o tamanho da amostra, por região e período, após a aplicação das restrições.

Tabela 3 - Tamanho da Amostra⁽¹⁾
Pessoas ocupadas no setor agrícola⁽²⁾ do Brasil e regiões, de 1981 a 1990.

Ano	Brasil ⁽³⁾	Regiões				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽⁴⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	8 696 127 (27 370)	854 226 (1 983)	1 745 283 (4 830)	1 729 522 (5 392)	643 756 (3 780)	3 723 350 (11 385)
1983	8 563 484 (27 884)	946 095 (2 255)	1 764 300 (5 055)	1 887 127 (6 032)	719 610 (4 376)	3 246 352 (10 166)
1985	10 271 498 (33 384)	914 514 (2 157)	1 866 137 (5 296)	2 005 706 (6 429)	771 682 (4 455)	4 713 459 (15 047)
1986	9 965 643 (18 107)	869 293 (1 037)	1 833 077 (2 605)	1 891 906 (3 216)	761 860 (2 703)	4 609 507 (8 546)
1987	9 513 100 (17 477)	917 099 (1 119)	1 754 059 (2 532)	1 894 211 (3 321)	747 580 (2 736)	4 200 151 (7 769)
1988	9 664 550 (17 555)	852 699 (1 011)	1 758 098 (2 446)	1 833 170 (3 094)	761 927 (2 708)	4 458 656 (8 296)
1989	9 481 370 (16 931)	847 800 (973)	1 764 032 (2 442)	1 792 147 (3 009)	731 622 (2 682)	4 345 769 (7 825)
1990	9 446 438 (16 962)	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 PNAD-IBGE (1981 a 1990)

- (1) Número de pessoas após a aplicação de restrições. Os números entre parênteses refere-se ao tamanho da amostra. Os demais valores referem-se à população (estimativa)
- (2) Pessoas com rendimento positivo individual mensal de todos os trabalhos, com 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana
- (3) Exclui a Região Norte
- (4) Exclui o Estado de São Paulo

Embora o percentual de pessoas ocupadas não remuneradas apresente-se em torno de 21% para a amostra construída para o Brasil, esse índice é bem diferenciado entre as regiões geográficas consideradas. Na região Sul ele varia de um mínimo de

36,23% a um máximo de 40,25%, e apresenta-se bem menor no Centro-Oeste (cujo valor mínimo é de 10,67% e máximo de 14,38%) e em São Paulo (onde decresce na década, de cerca de 17% para 11%). O Nordeste apresenta percentual que oscila em torno de 20% e o Sudeste fica com valores ao redor de 16%. A tabela 4 apresenta esses valores, por região e por ano.

Tabela 4 - Percentual de pessoas com rendimento de todos os trabalhos nulo, entre pessoas ocupadas no setor agrícola⁽¹⁾ do Brasil⁽²⁾ e regiões, de 1981 a 1990.

Ano	Brasil	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	22,34	17,16	40,25	16,66	13,85	18,13
1983	22,98	17,31	39,93	16,68	11,66	20,98
1985	22,18	15,08	39,65	15,60	12,49	20,28
1986	19,47	16,64	36,23	15,45	10,67	17,25
1987	21,00	15,42	39,48	16,05	14,31	17,93
1988	20,38	11,47	36,33	17,29	11,67	19,12
1989	20,92	10,81	37,25	17,04	12,86	19,52
1990	22,00	11,91	37,84	17,06	14,38	21,06

Fonte: Dados individuais das PNAD-IBGE (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Pelos valores da tabela 4 observa-se que as pessoas ocupadas não-remuneradas são mais freqüentes na região Sul e têm peso menor no Centro-Oeste e em São Paulo. Este fato é decorrência da presença de dois tipos básicos de agricultura no país. Em São Paulo, demais Estados do Sudeste e Centro-Oeste, é relativamente mais comum a empresa capitalista, com uma agricultura mais empresarial, o que também se verifica no Paraná. Na agricultura da Região Sul, principalmente em Santa Catarina e Rio Grande do Sul, e no Nordeste, é mais freqüente a produção familiar, cabendo ressaltar as grandes diferenças de nível técnico de produção entre essas duas regiões.⁴⁸

Obter o perfil distributivo da população ocupada no setor rural brasileiro no decorrer dos anos 80, e início dos anos 90, tanto em termos globais como regionais, é outra contribuição desse trabalho que se espera relevante para o tema, relativamente às contribuições de outras pesquisas realizadas sobre o assunto. A maior parte dos estudos que investigaram a distribuição de renda entre as pessoas ocupadas na agropecuária não trata da evolução da distribuição ao longo da década de 1980, pois concentra-se em alguns anos do período, especialmente quando trabalham com dados individuais das PNAD. Nos poucos estudos que cobrem todo o período 1981-1990, é mais freqüente ter como base de dados publicações por faixas de renda. Além disso, em geral as pesquisas publicadas têm por objetivo a análise da distribuição de renda e da extensão da pobreza para o Brasil como um todo, ou então algum Estado ou Região específica.⁴⁹ Dessa forma é possível afirmar que uma contribuição adicional deste trabalho, em relação aos demais publicados, é que ele apresenta uma análise regional da distribuição da renda e da extensão da pobreza, com dados individuais, no setor rural brasileiro, no decorrer dos anos 80 e início da década de 1990.

⁴⁸ De acordo com LEONE (1994).

⁴⁹ Essa constatação é baseada em BARROS et alii (1993), em seu artigo “Atlas da Desigualdade: a década de 80”, e em vários outros trabalhos já anteriormente citados nesta pesquisa sobre o tema em estudo.

2.2. Medidas de desigualdade

A distribuição de uma variável aleatória pode ser estudada quanto à tendência central e dispersão de seus dados. Para tanto, trabalha-se com as medidas de posição (como média, mediana e moda) e de dispersão (como variância, desvio padrão e diferença média). Além disso, também é possível estudar a desigualdade de uma distribuição, utilizando várias medidas do grau de sua desigualdade (como os índices de Gini, de Theil e de Atkinson e o Coeficiente de Variação). São essas medidas (ou índices) de desigualdade de uma distribuição que têm subsidiado a análise da distribuição de renda, conforme a literatura especializada no assunto.⁵⁰

Entretanto, não existe um índice de desigualdade que possa ser considerado perfeito ou ideal, nem mesmo é possível distinguir um deles especificamente como melhor do que os demais, pois o julgamento das vantagens e desvantagens de cada um envolve aspectos subjetivos.⁵¹ Dessa forma, a escolha das medidas de desigualdade leva em consideração os seguintes aspectos, que estão discutidos com maiores detalhes a seguir:

- a) a obediência ao critério de Pigou-Dalton;
- b) o atendimento ao critério da sensibilidade decrescente a transferências;
- e
- c) a maior difusão e emprego dos índices na literatura, o que torna possível a comparação com resultados de outros estudos.

⁵⁰ As medidas e critérios de desigualdade apresentadas nesta seção são baseadas diretamente em THEIL (1967), SEN (1973), HOFFMANN (1991a) e RAMOS (1993).

⁵¹ De acordo com SEN (1973) e RAMOS (1993).

2.2.1. Noções de desigualdade

A comparação de diferentes distribuições de renda em termos do seu grau de desigualdade é uma tarefa complexa, por envolver aspectos não apenas objetivos, mas também aspectos de natureza subjetiva. Ou seja, diferentes indivíduos podem obter ordenações bastante diferentes de distribuições alternativas, em termos de desigualdade, dependendo de seus próprios critérios e noções de desigualdade.⁵² Isto porque existe uma variedade de índices de desigualdade para avaliar uma determinada distribuição, cada um deles assumindo uma certa noção de bem-estar social.⁵³ Em decorrência, diferentes índices podem não estar em acordo no que diz respeito à avaliação de um mesmo conjunto de distribuições.

Conseqüentemente, antes de analisar a evolução de uma distribuição de renda, é necessário discutir a seleção de um índice adequado a essa finalidade, ou no mínimo restringir as possibilidades através da imposição de requisitos de aceitação generalizada. Dentre os critérios que podem ser utilizados para essa seleção, os de aceitação incontestável têm sido o critério de Pigou - Dalton e o critério de Lorenz.⁵⁴

⁵² Tanto que RAMOS (1990b) registra citação de Alisson, P. (1978) segundo o qual a escolha de uma medida de desigualdade é, de fato, considerada propriamente como uma escolha entre definições alternativas de desigualdade, mais do que uma escolha entre diferentes meios de medir uma simples construção teórica.

⁵³ De acordo com SEN (1973), as medidas de desigualdade propostas na literatura econômica podem ser classificadas em duas grandes categorias, embora sem uma linha muito firme de distinção entre elas: a) de um lado, medidas que procuram capturar a extensão da desigualdade por algum critério objetivo (expresso quantitativamente), normalmente associadas a medidas estatísticas de variação relativa da renda; b) de outro lado, índices que se propõem a medir a desigualdade em termos de algumas noções normativas de bem-estar (tal que um maior grau de desigualdade corresponde a um menor nível de bem estar-social), utilizando critérios subjetivos.

⁵⁴ Outros critérios encontrados na literatura são discutidos em RAMOS (1993): a) o critério de Bem-Estar, baseado na visão utilitarista, que gera a mesma ordenação da desigualdade que os critérios de Pigou-Dalton ou Lorenz. Segundo tal critério, X é mais desigual que Y quando essa última distribuição S - domina a distribuição X, isto é, $W(X) < W(Y)$ para toda e qualquer função de bem-estar que seja Shur-côncava; e b) o critério de Shorrocks-Foster, baseado na "sensibilidade decrescente a transferências", ou seja, na hipótese de que é mais importante reduzir a pobreza do que reduzir a riqueza. A ordenação induzida por esse critério é compatível com a classificação decorrente do critério de Lorenz, desde que as curvas de Lorenz não se interceptem. De acordo com o critério de SHORROCKS-FOSTER (1987), quando duas curvas de Lorenz se cruzam apenas uma vez, se a distribuição cuja curva de Lorenz for a mais elevada para os percentis inferiores, e tiver a menor variância, ela é a menos desigual. Outras considerações sobre esses

2.2.1.1. Critério de Pigou - Dalton

O critério (ou condição) de Pigou-Dalton⁵⁵ estabelece que o valor das medidas de desigualdade deve aumentar quando ocorrem transferências regressivas de rendas.⁵⁶ Define-se como transferência regressiva de renda a transferência de renda de um indivíduo para um outro mais rico. Ao efetuar-se esse tipo de transferência, mantendo-se constante a média da distribuição, ocorre conseqüentemente aumento no grau de desigualdade dessa distribuição.

2.2.1.2. Critério de Lorenz

O critério de Lorenz tem por base o conhecimento prévio das curvas de Lorenz⁵⁷ associadas a diferentes distribuições de renda. Dada uma população em que seus elementos estejam ordenados de acordo com valores crescentes da renda, define-se por curva de Lorenz a relação que mostra como a proporção acumulada da renda (Φ) varia em função da proporção acumulada da população (p).

O gráfico genérico representativo dessa curva (AB) para uma dada distribuição é apresentado na figura 1 a seguir.

critérios podem ser encontrados em FOSTER & SHORROCKS (1988) e BARROS & RAMOS (1989, 1992a).

⁵⁵ Essa denominação decorre do fato dessa condição ter sido apresentada por Dalton (1920), seguindo uma indicação de Pigou (1912), conforme registrado por SEN (1973).

⁵⁶ Ou, equivalentemente, conforme definido por FOSTER & SHORROCKS (1987), o princípio de Pigou-Dalton requer que transferências progressivas abaiquem o valor de um índice de desigualdade.

⁵⁷ De acordo com SEN (1973), as curvas de Lorenz recebem essa denominação devido aos trabalhos de Lorenz (1905) sobre "Métodos para medir a concentração da Riqueza".

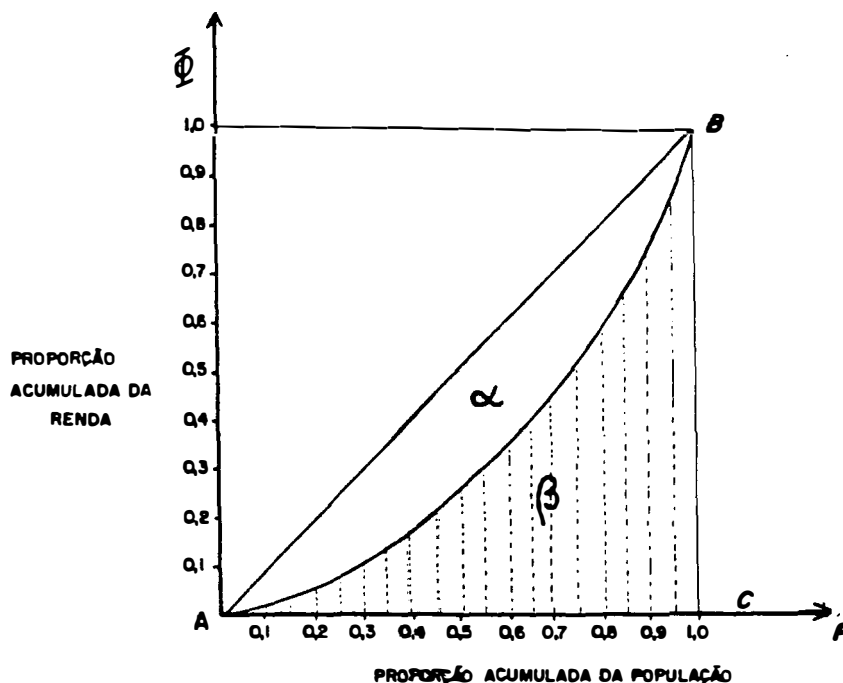


Figura 1 - A curva de Lorenz

Conforme indicado na figura 1, a curva AB é a curva de Lorenz, e a linha AB é a linha de perfeita igualdade (admitindo-se a situação em que a renda é igualmente distribuída entre todos os N indivíduos da população). A área α , entre a curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade, é chamada "área de desigualdade". A área β é igual à área do triângulo ABC = 0,5 menos a área de desigualdade α , ou seja, $\beta = 0,5 - \alpha$.

A poligonal ACB, por outro lado, é a "curva" de Lorenz de uma distribuição de renda com o máximo de desigualdade (admitindo-se uma população de N pessoas, com N bastante grande, em que uma delas recebe toda a renda e os $N-1$ restantes nada recebem). Nesse caso a área de desigualdade é praticamente igual à área do triângulo ABC, que numericamente é igual a 0,5 (meio).

O critério de dominância de Lorenz estabelece que uma distribuição de renda (Y) é menos desigual (menos concentrada) que outra distribuição (X), se a sua respectiva curva de Lorenz (L_Y) nunca está abaixo daquela associada à segunda

distribuição (L_X), mas encontra-se acima dela em algum intervalo. Diz-se, nesse caso, que Y Lorenz - domina X . É possível demonstrar que esse critério de dominância (ou posição) da curva de Lorenz é equivalente ao critério da transferência regressiva (de Pigou-Dalton), e que a distribuição de X (mais desigual) pode ser obtida a partir da distribuição de Y (menos desigual), fazendo-se transferências regressivas de renda.⁵⁸

Feitas estas considerações é pertinente admitir que, para que uma medida de desigualdade seja considerada razoável, ela deva estar em consonância com o princípio de Pigou-Dalton (ou equivalentemente, com o critério de Lorenz), nos casos em que este critério produz ordenação inequívoca entre as distribuições analisadas (pois, nestes casos o critério não deixa margem para controvérsia). BARROS & REIS (1989) registram inclusive que, segundo Anand (1983)⁵⁹, esta é uma das propriedades desejáveis das medidas de desigualdade. Entretanto, uma limitação permanece, pois este critério não admite que se faça uma ordenação completa das distribuições, ao não possibilitar classificar aquelas cujas curvas de Lorenz se interceptam (ou seja, não permite afirmar, no caso de duas curvas de Lorenz que se interceptam, qual das duas distribuições apresenta maior grau de desigualdade). Apesar dessa restrição (sendo bastante freqüente o caso de intersecções), esse critério de Lorenz é bastante forte e útil. Tanto que, conforme citado por RAMOS (1990b) e HOFFMANN (1991a), foi proposto por SEN (1973) que a desigualdade de uma distribuição de renda ou riqueza seja considerada como uma variável que leva apenas a uma quase ordenação. Conseqüentemente, é razoável admitir que, talvez, seja melhor restringir-se à ordenação parcial que esse critério oferece, do que recorrer a medidas específicas cuja fundamentação não é tão transparente.

A seguir são apresentadas as medidas de desigualdade utilizadas neste trabalho. Tais medidas foram selecionadas do conjunto de índices disponíveis na literatura econômica, por obedecerem ao princípio de Pigou-Dalton (ou equivalentemente, ao

⁵⁸ De acordo com HOFFMANN (1991a), essa demonstração pode ser encontrada em ROTHSCCHILD E STIGLITZ (1973).

⁵⁹ ANAND, S. Inequality and poverty in Malaysia, 1983.

critério de Lorenz), que se julga relevante, e é de aceitação generalizada. Quanto ao cálculo desses índices, é interessante registrar que a base de dados utilizada (dados individuais fornecidos em meio magnético) permite que este estudo seja realizado sem uma limitação comum em muitos ensaios disponíveis na literatura. Ou seja, grande parte dos estudos sobre o perfil distributivo brasileiro nas últimas três décadas tem como fonte de dados as publicações do IBGE (censos e PNADs), que apresentam os indivíduos e/ou famílias conforme k estratos de renda. E esta forma de publicação tem levado os pesquisadores a efetuar algumas pressuposições para calcular os índices de desigualdade, como estabelecer que os $k-1$ estratos têm distribuição linear, e que a distribuição do último estrato (de rendas mais altas, aberto à direita), tem distribuição de Pareto com dois parâmetros.⁶⁰

2.2.2. As medidas de desigualdade

2.2.2.1. O índice de Gini (G)

O coeficiente proposto por Gini é a medida de desigualdade de uso mais comum em análises empíricas.⁶¹ É definido como sendo a relação entre a área de concentração (α), e a área do triângulo ABC (correspondente a uma distribuição de renda com o máximo de desigualdade) na figura 1, ou seja:

$$G = \frac{\alpha}{0,5} = 2\alpha$$

e, como $0 \leq \alpha < 0,5$ tem-se que $0 \leq G < 1$. O índice de Gini (G) é um número adimensional.

⁶⁰ Ver HOFFMANN & KAGEYAMA (1986).

⁶¹ De acordo com GASTWIRTH (1972), SEN (1973) e RAMOS (1993), entre outros. Segundo SEN (1973), esse coeficiente é atribuído a Gini (1912), o qual também foi muito analisado por Ricci (1916) e posteriormente por Dalton (1920), Yntema (1938), Atkinson (1970), Newbery (1970), Sheshiniski (1972) e outros.

Considerando uma distribuição de valores aleatórios discretos X_i , $i = 1, 2, \dots, N$, cujos valores estão em ordem crescente, isto é,

$$X_1 \leq X_2 \leq X_3 \leq \dots \leq X_{N-1} \leq X_N$$

o índice de Gini, associado a X , pode ser obtido pela expressão seguinte, que facilita o seu cálculo

$$G = \frac{2}{N^2 \mu} \sum_i i X_i - \frac{1}{N} - 1 \quad (1)$$

onde μ é a média da distribuição de X .

Alternativamente, a fórmula para o cálculo do índice de Gini pode ser expressa com base na diferença média, Δ , dada por:

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} \quad (2)$$

$$\text{onde } \Delta = \frac{1}{N^2} \sum_i \sum_j |X_i - X_j| \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ j = 1, \dots, N \end{array}$$

A expressão (2) mostra que o índice de Gini, como medida de desigualdade, possui a vantagem de considerar diretamente as diferenças de renda entre todos os pares de indivíduos. Além disso, como Δ é medida de dispersão absoluta, o índice de Gini assim definido é também uma medida de dispersão relativa.

2.2.2.2. Índices de Theil

Com base na teoria da informação, THEIL (1967) propôs duas medidas de desigualdade descritas a seguir:

a) a Redundância (R)

Considerando-se uma população de N pessoas cujas rendas são indicadas por X_i ($i = 1, \dots, N$), a Redundância dessa distribuição é dada por

$$R = \sum_i y_i \ln N y_i \quad (3)$$

em que μ é a renda média da distribuição;

$$y_i = \frac{X_i}{N \mu} \quad \text{é a participação da } i\text{-ésima pessoa na renda total.}$$

Pode-se verificar que $0 \leq R \leq \ln N$, com

$R = 0$ no caso de distribuição com perfeita igualdade, em que $X_i = \mu$ para todo i , e

$R = \ln N$ no caso de distribuição com máxima desigualdade, ou seja, quando toda a renda é apropriada por uma única pessoa.

Uma fórmula alternativa para o cálculo dessa medida é expressa por

$$R = \frac{1}{N} \sum_i \frac{X_i}{\mu} \ln \frac{X_i}{\mu} \quad (4)$$

ou, de forma equivalente, por

$$R = \frac{\frac{1}{N} \sum_i X_i \ln X_i}{\frac{1}{N} \sum_i X_i} - \ln \left[\frac{1}{N} \sum_i X_i \right] \quad (5)$$

A Redundância, definida neste trabalho de acordo com HOFFMANN (1991a), é denominada de índice T de Theil ⁶² por outros pesquisadores, como SEN (1973), LANGONI (1973), RAMOS (1990) e BARROS & RAMOS (1992). Neste trabalho índice de Theil (T) é o dual da redundância, dado por

$$T = 1 - e^{-R} \quad (6)$$

Verifica-se que $0 \leq T < 1$

Dessa forma, T é a fração com renda nula em uma população com N indivíduos, estando a renda total eqüitativamente distribuída entre os demais indivíduos, mantendo-se constante o valor da Redundância.

b) O índice L de Theil (L)

A segunda medida de desigualdade proposta por Theil, denominada L de Theil, é dada por

$$L = \frac{1}{N} \sum_i \ln \frac{1}{Ny_i} = \frac{1}{N} \sum_i \ln \frac{\mu}{X_i} \quad (7)$$

com X_i ($i = 1, \dots, N$); y_i e μ definidos da mesma forma que no cálculo de R .

Ou, expressa de outra forma, essa medida é definida como o logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica das rendas, isto é,

$$L = \ln \frac{\mu}{\mu_g} \quad (8)$$

onde μ_g é a média geométrica das rendas X_i .

⁶² Segundo THEIL (1967, p. 92, nota 1), esse valor é freqüentemente chamado de "Redundância" na teoria da informação. E de acordo com HOFFMANN (1991a) "a fração T é denominada coeficiente de Theil em trabalho da CEPAL (1970) no qual teve participação P. Uribe, colaborador de Theil em várias obras". Ainda segundo o mesmo autor (1991b), a "denominação de redundância é sugerida pelo próprio Theil em uma nota de rodapé (p. 92), embora seja usual denominar-se essa medida por índice de Theil".

Em decorrência, uma fórmula prática para o cálculo de L , é expressa por

$$L = \ln \left[\frac{1}{N} \sum_i X_i \right] - \frac{1}{N} \sum_i \ln X_i \quad (9)$$

Essa medida de desigualdade não pode ser calculada quando há rendas nulas, pois neste caso a média geométrica também é zero, e o índice não é definido. Se uma das rendas tende a zero, L tende a infinito. Se todas as rendas são iguais (caso de perfeita igualdade), o valor de L é zero.

2.2.2.3. As medidas de desigualdade e o princípio de Pigou-Dalton

Conforme discutido em (2.2.1.1) e (2.2.1.2), as medidas de desigualdade escolhidas para aplicação neste trabalho obedecem ao princípio de Pigou-Dalton.

A confirmação e/ou demonstração de que os índices selecionados obedecem a esse critério pode ser obtida, entre outros trabalhos, em:

— SEN (1973), que afirma que tanto o índice T de Theil, quanto o índice de Gini atendem ao princípio de Pigou-Dalton, pois a transferência de uma pessoa mais rica para uma mais pobre (transferência progressiva) sempre reduz os valores de G e T .

— BARROS & RAMOS (1989, 1992a), que demonstram que os índices de Gini e os índices de Theil T e L são compatíveis com o critério de Pigou-Dalton, no sentido que ordenam da mesma maneira qualquer par ordenável por este critério.

— HOFFMANN (1992d), que verifica algebricamente que o efeito de uma transferência regressiva sobre os índices de Gini, Redundância, e L de Theil é sempre positivo, de forma que essas medidas obedecem à condição de Pigou-Dalton. Para chegar a esses resultados, este autor considera que:

i) em uma população de N indivíduos, cujas rendas X_i estão ordenadas do mais pobre para o mais rico

$$X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_h \leq \dots \leq X_j \leq \dots \leq X_N$$

$$(X_h < X_j \quad ; \quad h < j)$$

ocorre uma transferência regressiva de renda de valor $\theta > 0$, que corresponde a subtrair θ de X_h e adicionar esse mesmo valor a X_j ;

ii) isso feito, obtém algebricamente o novo valor do índice de desigualdade após efetuada a transferência regressiva;

iii) para facilitar a comparação, porque essas novas expressões para os índices geralmente estão em função de θ , considera o seu limite quando θ tende a zero, ou seja,

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{dI}{d\theta} = \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta I}{\theta}$$

onde I é o índice considerado.

Os resultados obtidos por esse procedimento, estão na tabela 5 a seguir, onde, pela análise dos valores de $\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta I}{\theta}$ pode-se constatar que o efeito de uma transferência regressiva sobre G , R ou L é sempre positiva. E, como o índice T de Theil (de acordo com a definição do mesmo autor vista em (6)) é uma medida derivada da Redundância, apresenta o mesmo comportamento de R quanto à transferências regressivas.

Tabela 5 - Medidas de Desigualdade e a Condição de Pigou-Dalton

Medida de Desigualdade (I)	$\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta I}{\theta}$
Índice de Gini (G)	$\frac{2}{N^2 \mu} (j - h)$
Redundância (R)	$\frac{1}{N\mu} \ln \frac{X_j}{X_h}$
L de Theil (L)	$\frac{X_j - X_h}{NX_h X_j}$

Fonte: HOFFMANN (1992d)

2.2.2.4. Sensibilidade das medidas de desigualdade a transferências regressivas

De acordo com BARROS & RAMOS (1989), vários autores têm enfatizado que uma medida de desigualdade adequada deve atender ao critério da sensibilidade decrescente a transferências, como definido por SHORROCKS & FOSTER (1987). Isto significa que tal medida de desigualdade precisa dar maior importância a transferências na cauda inferior da distribuição do que na superior. Dessa forma, é mais recomendável utilizar medidas de desigualdade cuja sensibilidade a transferências regressivas não cresça com o nível de renda. Demonstram esses autores que os índices de Theil T e L apresentam sensibilidade decrescente a transferências regressivas com uma dada diferença entre as rendas. Afirmam os referidos pesquisadores que "a variação do *Theil T* é função do logaritmo da razão das rendas envolvidas, de modo que uma mesma transferência terá tanto maior impacto quanto mais próxima da cauda inferior ela for

realizada"⁶³ E que "a variação do *Theil-L* também é função da região de ocorrência da transferência, sendo que a sensibilidade é ainda mais acentuada para baixas rendas, tendendo ao infinito à medida que estas se aproximam de zero".⁶⁴

Segundo HOFFMANN (1994f), a sensibilidade do índice de Gini depende da função de densidade de probabilidade da distribuição. Para uma distribuição log-normal, e considerando transferências regressivas com uma dada razão entre as rendas, observa que há um pequeno intervalo, constituído pelas rendas mais baixas da distribuição, no qual a sensibilidade do índice de Gini aumenta com o nível de renda. Entende que esse comportamento não justifica deixar de considerar o índice de Gini como uma medida de desigualdade recomendável, pois, excluindo as rendas muito próximas de zero, a sensibilidade do índice de Gini é bem maior para rendas relativamente baixas do que para rendas elevadas. Saliencia inclusive que o índice de Gini, por esse motivo, permite comparar distribuições onde há pessoas com renda nula (o que não pode ser feito através do *L* de Theil, que apresenta acentuada sensibilidade para rendas baixas). BARROS & RAMOS (1989) observam, adicionalmente, que o índice de Gini é mais sensível a transferências na proximidade da moda⁶⁵.

Pelo exposto observa-se que os índices de Gini, Redundância (ou *T*) e o *L* de Theil, além de atenderem ao princípio de Pigou-Dalton, e de forma geral ao critério da sensibilidade decrescente, complementam-se como medidas de desigualdade. Esta é uma razão adicional para a utilização dessas medidas neste trabalho. O índice de Gini apresenta maior sensibilidade para transferências regressivas em torno das medidas de tendência central da distribuição (ou seja, da moda ou mediana, dependendo do tipo da transferência), considerando função de densidade log-normal para a distribuição de rendimentos (pois esta muito se assemelha à distribuição de rendimentos no Brasil),

⁶³ HOFFMANN (1992d) demonstra que, para transferências regressivas com uma dada razão entre as rendas, o índice *R* (ou *T*) é igualmente sensível a transferências na parte inferior ou superior da distribuição.

⁶⁴ Demonstrações análogas são encontradas em RAMOS (1990a e 1993) e HOFFMANN (1992d).

⁶⁵ Segundo HOFFMANN (1992d), para transferências regressivas com uma dada razão entre as rendas, o índice de Gini é mais sensível onde for maior a densidade de probabilidade do logaritmo da renda, o que ocorre em torno da renda mediana no caso de uma distribuição log-normal.

conforme pode ser visto no trabalho desenvolvido por HOFFMANN (1992d). O índice L de Theil é mais sensível a transferências entre os mais pobres. Comparando essas três medidas de desigualdade, a redundância é a mais sensível a modificações na cauda superior da distribuição.

2.2.3. Medidas de desigualdade decomponíveis

Os índices L e R (ou T) de Theil, além de atenderem ao princípio de Pigou-Dalton, e apresentarem maior sensibilidade a transferências na cauda inferior da distribuição, possuem uma característica adicional que define o seu uso neste trabalho. Trata-se do fato de serem medidas de desigualdade "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 intra grupos, quando uma população é dividida em G grupos sócio-econômicos de interesse.⁶⁶ Mais precisamente, uma medida é aditivamente decomponível quando a desigualdade total da população é igual à soma de dois termos: um termo que expressa a desigualdade "entre" os grupos, e outro que expressa a desigualdade "dentro" desses grupos, sendo esta segunda parcela uma soma ponderada dos valores das desigualdades no interior dos grupos. Então, um índice de desigualdade decomponível (I) pode ser genericamente indicado por

$$I = I_B + I_W \quad (10)$$

onde I_B é a desigualdade entre grupos, e I_W é a desigualdade intra grupos.

I_B corresponde à desigualdade que seria obtida caso não existisse desigualdade de renda entre os indivíduos de um mesmo grupo sócio-econômico, ou seja,

⁶⁶ O índice de Gini não é aditivamente decomponível, porque não pode ser decomposto nas desigualdades dentro dos grupos e entre os grupos; há um terceiro termo que indica o grau em que as rendas se superpõem nos vários grupos. Maiores detalhes sobre essa característica dessa medida podem ser encontrados em PYATT (1976), BOURGUIGNON (1979) e ROSSI (1985).

esse termo é igual à desigualdade que ocorreria se todos os elementos do mesmo grupo recebessem renda idêntica (isto é, não existisse desigualdade intra-grupos).

O termo I_W indica que, havendo desigualdade dentro dos grupos, a desigualdade total (I) será maior do que I_B no montante I_W (que nesse sentido corresponde à desigualdade dentro dos grupos).

No capítulo 4 deste trabalho procura-se avaliar as relações entre a composição da população ocupada na agricultura (da amostra definida neste estudo) segundo variáveis econômicas e sócio-demográficas e a desigualdade, bem como entre mudanças nessa composição e na desigualdade. Para tanto, considera-se o papel de quatro variáveis (Educação, Idade, Posição na Ocupação e Sexo) na explicação da desigualdade em um ponto no tempo (**decomposição estática**), e na explicação da variação da desigualdade ao longo do período 1981-1990 (**decomposição dinâmica**).

Os elementos da amostra são agregados segundo os níveis educacionais em 7 categorias conforme o número de anos de estudo⁶⁷: (1) superior (12 anos ou mais de estudo); (2) colegial (9 a 11 anos de estudo); (3) ginásio completo (8 anos de estudo); (4) ginásio incompleto (5, 6 ou 7 anos de estudo); (5) primário completo (4 anos de estudo); (6) primário incompleto (1, 2 ou 3 anos de estudo); e (7) sem instrução ou menos de 1 ano de estudo.

A divisão da amostra segundo faixas etárias obedece ao seguinte critério: (1) 60 anos ou mais; (2) 50 a 59 anos; (3) 40 a 49 anos; (4) 30 a 39 anos; (5) 25 a 29 anos; (6) 20 a 24 anos; (7) 18 a 19 anos; e (8) 15 a 17 anos.

A classificação segundo categoria ocupacional (posição na ocupação) contempla a seguinte divisão: (1) Empregador (incluindo parceiro-empregador); (2) Conta-Própria (incluindo parceiro conta-própria); (3) Empregado (incluindo parceiro empregado); (4) Volante (trabalhador agrícola) com intermediário; e (5) Volante (trabalhador agrícola) sem intermediário.

⁶⁷ A classificação das pessoas segundo os anos de estudo, pelas PNAD, 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”.

Para **sexo**, obviamente, 2 categorias são consideradas: (1) Homem e (2) Mulher.

A **análise** de decomposição é um recurso importante para fornecer um melhor entendimento das transformações sócio-econômicas responsáveis pelas mudanças na distribuição pessoal da renda. Ela mostra a importância de diferentes variáveis associadas com a **distribuição** e permite o entendimento da natureza de sua contribuição. Alguns estudos mais **recentes** sobre a distribuição de rendimentos no Brasil têm lançado mão dessa metodologia, que tem como instrumento central de análise algumas medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis. BONELLI & RAMOS (1993), FISHLOW, FISZBEIN & RAMOS (1993), RAMOS & TRINDADE (1992) e RAMOS (1993) efetuam análise de decomposição utilizando o índice T de Theil (ou Redundância), enquanto BARROS & REIS (1989, 1990, 1991) fazem opção por efetuar essa análise através da decomposição da segunda medida proposta por Theil (Theil- L)⁶⁸. Neste trabalho a análise de decomposição é desenvolvida através da utilização dos dois índices propostos por Theil (R e L).

É preciso ressaltar que os trabalhos citados têm efetuado essa análise de decomposição para a população urbana do país como um todo. O presente estudo, entretanto, efetua essa **análise** de decomposição (tanto estática quanto dinâmica) em nível geral e regional, no período 1981-1990, entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil. Esse é um aspecto ainda não explorado nas pesquisas sobre a distribuição de renda entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do país, especialmente quanto à decomposição através do L de Theil. Espera-se que a dedução algébrica da decomposição do L de Theil nos efeitos composição, renda e interno seja uma contribuição adicional do presente estudo, pois apenas as expressões finais de tal decomposição são citadas por RAMOS (1990a e 1993) e FISHLOW, FISZBEIN & RAMOS (1993). Observa-se que decomposição semelhante para esse índice, porém não tão completa, pode ser encontrada em BARROS & REIS (1990). Destaca-se, também,

⁶⁸ LANGONI (1973) efetua a decomposição da desigualdade utilizando a variância dos logaritmos. Observa-se, entretanto, que essa medida não atende ao princípio de Pigou-Dalton.

que as pesquisas que realizam a decomposição dinâmica através do L de Theil limitam-se a analisar a natureza da contribuição de Educação para a variação da desigualdade entre dois instantes do tempo, enquanto no presente estudo amplia-se essa análise com a inclusão, além de Educação, das variáveis Posição na Ocupação, Idade e Sexo.

2.2.3.1. Decomposição estática

A identificação da importância das variáveis educação, posição na ocupação, idade e sexo para a explicação da desigualdade pessoal de rendimentos, em cada ano do período considerado neste estudo, é feita tendo como base a decomposição estática dos índices de Theil (R e L). Como inicialmente afirmado, tais medidas são usadas para decompor a desigualdade total em duas partes: a desigualdade entre grupos de interesse (no caso, educação, posição na ocupação, idade, sexo ou combinações dessas variáveis), e a desigualdade no interior desses grupos. Por serem aditivamente decomponíveis, essas medidas podem ser expressas da seguinte forma:

$$I = I(\alpha_g, \beta_g, I_g), \text{ com } g = 1, \dots, G \quad (11)$$

onde:

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

$$\left(\alpha_g = \frac{\bar{X}_g}{\mu} \right);$$

β_g é a proporção da população ocupada no grupo g $\left(\beta_g = \frac{n_g}{N} \right)$; e

I_g é a desigualdade dos rendimentos dos indivíduos do g -ésimo grupo.

Note-se que μ é a renda média da população, N é o total de elementos da população, n_g é o número de elementos do grupo g , e \bar{X}_g é a renda média do grupo g .

No presente trabalho, o processo de decomposição estática tem por base os índices R e L , em modelos que consideram divisões univariadas da população (baseadas em grupos definidos com base em 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, através desses índices, decompor a desigualdade total na desigualdade entre os grupos sócio-econômicos de interesse, e a desigualdade no interior desses grupos. A seguir calcula-se o percentual correspondente à desigualdade entre grupos em relação à desigualdade total, 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 4 variáveis).

Para que essa decomposição seja efetuada, é preciso conhecer a forma específica de cálculo da decomposição da desigualdade total em seus componentes "entre" e "intra" grupos, para os índices R e L de Theil.

a) Para a redundância (R) verifica-se que:

$$R = \sum_g \alpha_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \alpha_g \beta_g R_g \quad (12)$$

O primeiro termo dessa expressão representa a desigualdade entre os grupos considerados, enquanto o segundo termo expressa a desigualdade intra grupos (onde R_g é a redundância do g -ésimo grupo). Os dois termos dessa soma são médias ponderadas. O primeiro deles é a média ponderada dos logaritmos da razão entre a renda média de cada grupo e a renda média da população. O segundo é a média ponderada das desigualdades internas. Em ambos, os pesos são proporções de renda total em poder de cada grupo, pois

$$\alpha_g \beta_g = n_g \frac{\bar{X}_g}{N\mu}.$$

Será apresentada, em seguida, a dedução da relação (12).

Considere-se uma população de tamanho N dividida em G grupos. A renda das pessoas é indicada por X_{gh} (com $g=1,2,\dots,G$ e $h=1,2,\dots,n_g$)

De acordo com (4) a redundância da população pode ser expressa por

$$R = \sum_{g=1}^G \frac{1}{N} \sum_{h=1}^{n_g} \frac{X_{gh}}{\mu} \ln \left(\frac{X_{gh}}{\mu} \right) \quad (13)$$

Segue-se que

$$R = \sum_g \beta_g \frac{1}{n_g} \sum_h \alpha_g \frac{X_{gh}}{\bar{X}_g} \ln \alpha_g \left(\frac{X_{gh}}{\bar{X}_g} \right)$$

$$\text{pois } \beta_g = \frac{n_g}{N} \quad \text{e} \quad \alpha_g = \frac{\bar{X}_g}{\mu}$$

Dessa forma,

$$R = \sum_g \beta_g \frac{\alpha_g}{n_g} (\ln \alpha_g) \sum_h \left(\frac{X_{gh}}{\bar{X}_g} \right) + \sum_g \beta_g \alpha_g \frac{1}{n_g} \sum_h \left(\frac{X_{gh}}{\bar{X}_g} \right) \ln \left(\frac{X_{gh}}{\bar{X}_g} \right)$$

$$\text{como} \quad R_g = \frac{1}{n_g} \sum_h \left(\frac{X_{gh}}{\bar{X}_g} \right) \ln \left(\frac{X_{gh}}{\bar{X}_g} \right)$$

é a redundância do g -ésimo grupo, conclui-se que

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

b) Para o L de Theil (L) verifica-se que:

$$L = - \sum_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \beta_g L_g \quad (14)$$

O primeiro termo dessa expressão representa a desigualdade entre os grupos considerados, e a segunda parcela da soma representa a desigualdade intra-grupos (onde L_g é o índice L do g -ésimo grupo). Os dois termos dessa soma também são médias ponderadas, cujos pesos são as frações populacionais de cada grupo (β_g).

A expressão (14) pode ser obtida a partir da definição (7), admitindo-se, também neste caso, que a população possa ser dividida em G grupos de n_g elementos, tal que o L de Theil pode ser expresso por:

$$L = \sum_{g=1}^G \frac{1}{N} \sum_{h=1}^{n_g} \ln \frac{\mu}{X_{gh}} \quad (15)$$

Lembrando que $\beta_g = \frac{n_g}{N}$ e $\alpha_g = \frac{\bar{X}_g}{\mu}$

Segue-se que

$$L = \sum_g \beta_g \frac{1}{n_g} \sum_h \ln \frac{\bar{X}_g}{X_{gh} \alpha_g}$$

$$L = \sum_g \beta_g \sum_h \frac{1}{n_g} \ln \frac{\bar{X}_g}{X_{gh}} + \sum_g \beta_g \ln \frac{1}{\alpha_g}$$

Uma vez que, de acordo com (7),

$$L_g = \frac{1}{n_g} \sum_h \ln \frac{\bar{X}_g}{X_{gh}}$$

é o L de Theil do g -ésimo grupo, conclui-se que

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

As relações (12) e (14), demonstradas nas subseções (a) e (b), podem ser escritas como

$$R = \sum_g \alpha_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \alpha_g \beta_g R_g = R_B + \sum_g \alpha_g \beta_g R_g \quad (16)$$

e

$$L = -\sum_g \beta_g \ln \alpha_g + \sum_g \beta_g L_g = L_B + \sum_g \beta_g L_g \quad (17)$$

Nessas duas expressões, o primeiro termo representa a desigualdade entre os grupos considerados (R_B ou L_B) e o segundo termo representa a desigualdade intra-grupos, como já se afirmou anteriormente.

Ao usar essas medidas de desigualdade para avaliar a contribuição de um fator particular para a desigualdade total em um instante do tempo, é preciso ter clareza na interpretação da decomposição expressa por (16) e (17). É necessário observar que, se ocorrer uma redistribuição de renda entre os G grupos em que a população está dividida, que elimine a desigualdade entre grupos e mantenha a desigualdade dentro de cada grupo, essa redistribuição irá reduzir L no valor L_B , mas a redução de R será geralmente diferente de R_B . Isto porque essa redistribuição, além de eliminar R_B , altera os fatores de ponderação $\alpha_g \beta_g = n_g \bar{X}_g / N\mu$ (enquanto não modifica os valores de $\beta_g = \frac{n_g}{N}$).

Essa propriedade do L de Theil, que é assinalada por ANAND (1983, p. 199), é mostrada por BOURGUIGNON (1979) e SHORROCKS (1980). Esses dois últimos autores afirmam, por essa razão, que o L de Theil é a única medida de desigualdade que é simultaneamente estrita e aditivamente decomponível. Por esse motivo, SHORROCKS (1980) afirma que o L de Theil é a mais satisfatória medida decomponível. Entretanto, o fato de R não possuir essa característica não a desqualifica como uma boa medida de desigualdade.⁶⁹

2.2.3.2. Decomposição dinâmica: decomposição das variações nos índices de Theil

Como já registrado anteriormente, a análise de decomposição é uma ferramenta importante para uma melhor compreensão das transformações socio-econômicas responsáveis pelas mudanças na distribuição pessoal da renda.

Em termos de decomposição dinâmica da desigualdade, SHORROCKS (1980) demonstrou que, para a classe de medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis (que incluem os índices R e L de Theil), é possível desmembrar a mudança da desigualdade entre dois instantes de tempo (com auxílio de cálculo diferencial), de acordo com três tipos de fenômenos: alterações nas rendas relativas entre os grupos sócio-econômicos, mudanças no tamanho relativo destes grupos, ou modificações nas suas dispersões internas. Neste trabalho procura-se analisar, sob esse prisma, as mudanças ocorridas nos valores de R e L entre 1981 e 1990, considerando apenas divisões univariadas da população (ou seja, divisões da população de acordo com grupos de Educação, Posição na Ocupação, Idade ou Sexo).

⁶⁹ Conforme HOFFMANN (1991b).

Para efeito dessa análise procede-se, a seguir, à definição dos efeitos composição, renda e interno, e mostra-se como obtê-los através da decomposição das variações em R e L entre dois instantes de tempo.

a) Efeitos Composição, Renda e Interno

Como se verificou em (2.2.3.1), os índices de Theil (R e L), por serem aditivamente decomponíveis, podem ser expressos genericamente por

$$I = I(\alpha_g, \beta_g, I_g), \text{ com } g = 1, \dots, G$$

Nestes termos, e de acordo com RAMOS (1990a, 1993) e FISHLOW, FISZBEIN & RAMOS (1993), definem-se os seguintes efeitos:

. **Efeito composição** (ou alocação): é a variação no índice de desigualdade I decorrente de modificações na alocação da população ocupada entre os diversos grupos da divisão considerada (mudanças nos β_g), sem que ocorram mudanças nas rendas médias dos grupos ou na desigualdade dentro de cada grupo (os I_g). RAMOS (1993, p. 27) assinala que a mudança nos β_g , sem alteração das rendas médias dos grupos, geralmente causará uma modificação da média da população e, conseqüentemente, modificação nos α_g . Esse impacto indireto das mudanças nos β_g é considerado parte do efeito composição.

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

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

A decomposição da variação do valor de I entre dois instantes de tempo (ΔI) nesses três efeitos é feita a seguir, com auxílio de cálculo diferencial, tanto para R como para L ,⁷⁰ admitindo-se que a variação em I entre dois instantes do tempo (ΔI) pode ser aproximada pela diferencial total de I (dI), para variações infinitesimais de α_g , β_g e I_g (indicadas por $d\alpha_g$, $d\beta_g$ e dI_g). Feita essa decomposição, é possível também obter a contribuição bruta (ou poder explicativo) de cada uma das variáveis para a explicação da variação ocorrida na desigualdade, pois esta corresponde à soma dos efeitos renda e composição.

b) Decomposição das variações na Redundância (R)

Para uma população dividida em G grupos, define-se $Z_g = \frac{\bar{X}_g}{K}$, onde K é uma renda de referência qualquer (a renda média de um grupo específico, por exemplo). Define-se, também,

$$k = \frac{\mu}{K} \quad (18)$$

Note-se que as letras k e K estão sendo utilizadas para simbolizar grandezas distintas.

Verifica-se que

$$\alpha_g = \frac{Z_g}{k} \quad (19)$$

substituindo essa expressão em (12), obtém-se

⁷⁰ A decomposição para R é diretamente baseada na exposição de RAMOS (1993). Segundo esse autor, outras decomposições (não tão completas) podem ser vistas em SHORROCKS (1980) e SHORROCKS & MOOKHERJEE (1982).

$$R = \frac{1}{k} \sum_g Z_g \beta_g \ln \frac{Z_g}{k} + \frac{1}{k} \sum_g Z_g \beta_g R_g$$

ou

$$R = \frac{1}{k} \sum_g Z_g \beta_g \ln Z_g - \frac{1}{k} (\ln k) \sum_g Z_g \beta_g + \frac{1}{k} \sum_g Z_g \beta_g R_g$$

Mas

$$\sum_g Z_g \beta_g = \sum_g \frac{n_g \bar{X}_g}{N K} = \frac{1}{NK} \sum_g n_g \bar{X}_g = \frac{1}{NK} N \mu = \frac{\mu}{K} = k \quad (20)$$

Então

$$R = \frac{1}{k} \sum_g Z_g \beta_g \ln Z_g - \ln k + \frac{1}{k} \sum_g Z_g \beta_g R_g \quad (21)$$

Tendo em vista a expressão (20), a diferencial total de R é dada por

$$dR = \sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial \beta_g} \right) d\beta_g + \sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial Z_g} \right) dZ_g + \sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial R_g} \right) dR_g \quad (22)$$

onde:

$\sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial \beta_g} \right) d\beta_g$ é o **efeito composição**, ou seja, este primeiro termo corresponde às mudanças em R causadas apenas pela realocação da população entre os grupos;

$\sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial Z_g} \right) dZ_g$ é o **efeito-renda**, ou seja, este segundo termo corresponde às mudanças em R decorrentes apenas de alterações nas rendas médias de cada grupo; e

$\sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial R_g} \right) dR_g$ é o **efeito interno**, isto é, é a variação causada apenas por modificações nas desigualdades dentro dos grupos.

O objetivo, a seguir, é desenvolver os termos de (22) de maneira a obter uma expressão que permita calcular os três efeitos.

De acordo com (20) tem-se que

$$k = \sum_{g=1}^G \beta_g Z_g$$

Então

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial k}{\partial \beta_g} &= Z_g, & \frac{\partial k}{\partial Z_g} &= \beta_g, \\ \frac{\partial(1/k)}{\partial \beta_g} &= -\frac{Z_g}{k^2}, & \frac{\partial(1/k)}{\partial Z_g} &= -\frac{\beta_g}{k^2}, \\ \frac{\partial(\ln k)}{\partial \beta_g} &= \frac{Z_g}{k} \quad \text{e} \quad \frac{\partial(\ln k)}{\partial Z_g} &= \frac{\beta_g}{k} \end{aligned} \right\} \quad (23)$$

Esses resultados são utilizados, a seguir, para obter expressões apropriadas para cada uma das derivadas parciais que aparecem em (22).

De (21) segue-se que

$$\frac{\partial R}{\partial \beta_g} = \frac{1}{k} Z_g \ln Z_g - \frac{Z_g}{k^2} \sum_g \beta_g Z_g \ln Z_g - \frac{Z_g}{k} + \frac{1}{k} Z_g R_g - \frac{Z_g}{k^2} \sum_g \beta_g Z_g R_g$$

$$\frac{\partial R}{\partial \beta_g} = \frac{Z_g}{k} [\ln Z_g + R_g] - \frac{Z_g}{k} \left[\frac{1}{k} \sum_g \beta_g Z_g \ln Z_g + \frac{1}{k} \sum_g \beta_g Z_g R_g + 1 \right] \quad (24)$$

De acordo com (21) verifica-se que

$$R + \ln k = \frac{1}{k} \sum_g \beta_g Z_g R_g + \frac{1}{k} \sum_g \beta_g Z_g \ln Z_g \quad (25)$$

Substituindo (25) em (24), obtém-se

$$\frac{\partial R}{\partial \beta_g} = \frac{Z_g}{k} \left[\ln \left(\frac{Z_g}{k} \right) + R_g - R - 1 \right]$$

Então o efeito composição é expresso por

$$\sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial \beta_g} \right) d\beta_g = \sum_g \frac{Z_g}{k} \left[\ln \left(\frac{Z_g}{k} \right) + R_g - R - 1 \right] d\beta_g \quad (26)$$

De forma análoga, tendo em vista a obtenção de uma expressão para o efeito-renda, de (21) obtém-se

$$\begin{aligned} \frac{\partial R}{\partial Z_g} &= \frac{1}{k} [\beta_g \ln Z_g + \beta_g] - \frac{\beta_g}{k^2} \sum_g \beta_g Z_g \ln Z_g - \frac{\beta_g}{k} + \\ &+ \frac{1}{k} \beta_g R_g - \frac{\beta_g}{k^2} \sum_g \beta_g Z_g R_g \\ \frac{\partial R}{\partial Z_g} &= \frac{1}{k} \beta_g \left[\ln Z_g + R_g - \left(\frac{1}{k} \sum_g \beta_g Z_g R_g + \frac{1}{k} \sum_g \beta_g Z_g \ln Z_g \right) \right] \end{aligned} \quad (27)$$

Então, substituindo (25) em (27), pode-se escrever que

$$\frac{\partial R}{\partial Z_g} = \frac{\beta_g}{k} \left[\ln \frac{Z_g}{k} + R_g - R \right],$$

de tal forma que o efeito-renda é expresso por:

$$\sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial Z_g} \right) dZ_g = \sum_g \frac{\beta_g}{k} \left[\ln \left(\frac{Z_g}{k} \right) + R_g - R \right] dZ_g \quad (28)$$

Finalmente, tendo em vista o efeito interno, de (21) segue-se que

$$\frac{\partial R}{\partial R_g} = \frac{1}{k} \beta_g Z_g$$

Então o efeito interno é

$$\sum_g \left(\frac{\partial R}{\partial R_g} \right) dR_g = \sum_g \left(\frac{1}{k} \beta_g Z_g \right) dR_g \quad (29)$$

A seguir, substituindo (26), (28) e (29) em (22), encontra-se uma expressão algébrica para o incremento no índice R , decorrente de mudanças marginais na alocação da população pelos grupos, nas rendas médias relativas destes grupos e nas suas respectivas desigualdades internas, que é a seguinte:

$$\begin{aligned} dR &= \sum_g \frac{Z_g}{k} \left[\ln \left(\frac{Z_g}{k} \right) + R_g - R - 1 \right] d\beta_g + && \text{(Efeito Composição)} \\ &+ \sum_g \frac{\beta_g}{k} \left[\ln \left(\frac{Z_g}{k} \right) + R_g - R \right] dZ_g + && \text{(Efeito-Renda)} \\ &+ \sum_g \left(\frac{1}{k} \beta_g Z_g \right) dR_g && \text{(Efeito Interno)} \end{aligned} \quad (30)$$

Expressando as rendas relativas de cada grupo em termos da razão entre rendas médias de cada grupo e a renda média da população, sabe-se que $Z_g = \alpha_g$ e $k=1$, de tal forma que a variação da redundância pode ser decomposta da seguinte forma

$$\begin{aligned}
 dR &= \sum_g \alpha_g [\ln \alpha_g + R_g - R - 1] d\beta_g + && \text{(Efeito Composição)} \\
 &+ \sum_g \beta_g [\ln \alpha_g + R_g - R] d\alpha_g + && \text{(Efeito-Renda)} \\
 &+ \sum_g \beta_g \alpha_g dR_g && \text{(Efeito Interno)} \quad (31)
 \end{aligned}$$

Conforme indicação de RAMOS (1993)⁷¹, neste trabalho a variação em R é sempre avaliada nos pontos médios entre dois momentos considerados no tempo.

c) Decomposição das variações no índice L de Theil

Neste item será deduzida a expressão correspondente a (31) para o índice L de Theil. Considera-se, como antes, uma população dividida em G grupos, mantendo-

se as definições de $\beta_g = \frac{n_g}{N}$, $\alpha_g = \frac{\bar{X}_g}{\mu}$, $Z_g = \frac{\bar{X}_g}{K}$ e $k = \frac{\mu}{K}$.

Lembrando (19), de (17) obtém-se

$$L = \sum_g \beta_g L_g + \ln k - \sum_g \beta_g \ln Z_g \quad (32)$$

Tendo em vista essa expressão, o diferencial total de L é dado por

⁷¹ Segundo RAMOS (1993), a expressão (31) "é apenas uma aproximação e, portanto, sua precisão depende bastante da magnitude das variações nas frações populacionais, nas rendas médias relativas e nas desigualdades internas." Ainda segundo esse autor, "o teorema do valor médio assegura que a referida relação é exata para algum ponto entre os extremos, mas não há regras acerca de como determiná-lo". Isto exposto, opta o autor pela solução de avaliá-la sempre nos respectivos pontos médios.

$$dL = \sum_g \frac{\partial L}{\partial \beta_g} d\beta_g + \sum_g \frac{\partial L}{\partial Z_g} dZ_g + \sum_g \frac{\partial L}{\partial L_g} dL_g \quad (33)$$

em que os efeitos composição, renda e interno são expressos, respectivamente, pelos primeiro, segundo e terceiro termos na soma.

Desenvolvendo cada um dos termos no segundo membro de (33), com base em (32), e lembrando (23), obtém-se

$$\sum_g \left(\frac{\partial L}{\partial \beta_g} \right) d\beta_g = \sum_g \left(L_g - \ln Z_g + \frac{Z_g}{k} \right) d\beta_g \quad (34)$$

$$\sum_g \left(\frac{\partial L}{\partial Z_g} \right) dZ_g = \sum_g \left(\frac{\beta_g}{k} - \frac{\beta_g}{Z_g} \right) dZ_g \quad (35)$$

$$\sum_g \left(\frac{\partial L}{\partial L_g} \right) dL_g = \sum_g (\beta_g) dL_g \quad (36)$$

Substituindo (34), (35) e (36) em (33) encontra-se, também neste caso, uma expressão algébrica para o incremento no índice L , decorrente de mudanças marginais na alocação da população pelos grupos, nas rendas médias destes, e nas suas respectivas desigualdades internas, que se segue:

$$dL = \sum_g \left(L_g - \ln Z_g + \frac{Z_g}{k} \right) d\beta_g + \quad \text{(Efeito Composição)}$$

$$+ \sum_g \left(\frac{\beta_g}{k} - \frac{\beta_g}{Z_g} \right) dZ_g + \quad \text{(Efeito-Renda)}$$

$$+ \sum_g (\beta_g) d L_g \quad \text{(Efeito Interno)} \quad (37)$$

Finalmente, fazendo $K = 1$, de maneira que $Z_g = \alpha_g$ e $k = 1$, a variação do índice L de Theil pode ser expressa por

$$dL = \sum_g (L_g - \ln \alpha_g + \alpha_g) d \beta_g + \quad \text{(Efeito Composição)}$$

$$+ \sum_g \frac{\beta_g}{\alpha_g} (\alpha_g - 1) d \alpha_g + \quad \text{(Efeito-Renda)}$$

$$+ \sum_g \beta_g d L_g \quad \text{(Efeito Interno)} \quad (38)$$

Como para o caso de R , a variação em L é sempre avaliada nos pontos médios entre dois momentos considerados no tempo (em 1981 e em 1990).

2.2.4. Outras medidas de desigualdade

Além dos índices de Gini e Theil, outras medidas de desigualdade são utilizadas neste estudo para auxiliar a análise da evolução da desigualdade de rendimentos no setor rural brasileiro. São as medidas associadas diretamente à posição de um único ponto da curva de Lorenz, ou seja, às separatrizes (decis e percentis) da distribuição de rendimentos. Entre esses índices estão as proporções da renda total apropriadas por certos grupos da população, como os 40% mais pobres (40^-), os 50% mais pobres (50^-), os 20% mais ricos (20^+), os 10% mais ricos (10^+), os 5% mais ricos (5^+), ou os 1% mais ricos (1^+). Também são consideradas medidas decorrentes da composição desses índices, como a razão entre a proporção da renda apropriada pelo 1% mais rico e os 40% mais pobres ($R \ 1/40$).

Essas medidas são conceitualmente menos recomendáveis do que índices como os de Gini e Theil, pois não atendem ao princípio de Pigou-Dalton. Exemplificando, uma medida como a proporção da renda apropriada pelos 5% mais ricos (5^+) não obedece à condição de Pigou-Dalton, pois não é afetada por transferências entre pessoas que estejam e permaneçam abaixo do 95º percentil (ou entre pessoas que estejam e permaneçam acima deste percentil). Entretanto, tais índices são frequentemente utilizados pela literatura especializada, e têm subsidiado análises sobre o perfil distributivo brasileiro, tanto em trabalhos clássicos, como mais recentes ⁷². A razão para usar essas medidas nesse trabalho é o fato de que são indicadores simples e de fácil interpretação.

2.3. Medidas de Pobreza

Pobreza é um fenômeno complexo que possui significados distintos para diferentes pessoas e países, e que se manifesta através de situações como condições habitacionais inapropriadas, desnutrição, incidência de doenças relacionadas com deficiências na alimentação e condições de higiene, altas taxas de mortalidade infantil, falta de acesso a serviços de saneamento básico, etc. Apesar de a qualidade de vida da população, e em especial de sua parcela mais pobre, estar relacionada com fatores institucionais como o grau de formalização do mercado de trabalho, ou o nível de suporte oferecido pela infra-estrutura social (saúde, educação, saneamento, ...), é a renda das pessoas ou famílias a variável frequentemente utilizada como informação básica diferenciadora de pobres e não pobres.⁷³ Isto porque, em termos práticos não se tem

⁷² Entre outros, utilizam as referidas medidas de desigualdade em seus estudos, os seguintes autores: HOFFMANN & DUARTE (1972); LANGONI (1973); SINGER (1975); BACHA & TAYLOR (1980); DENSLOW & TYLER (1983); HOFFMANN (1983, 1990a, 1992b, 1992c, 1993a, 1993b, 1994a, 1994b); HOFFMANN & KAGEYAMA (1986); BONELLI & SEDLACEK (1989); BARROS & MENDONÇA (1992); BONELLI & RAMOS (1993); RAMOS (1990a, 1993)

⁷³ De acordo com FERREIRA, HOFFMANN & TROYANO (1990), dois métodos alternativos para a mensuração da pobreza são utilizados tradicionalmente por pesquisas sobre o assunto, os quais são denominados por SEN (1981) de método direto e método da renda. O método direto considera

definições operacionais que considerem de forma satisfatória as diferentes combinações de necessidades que devem estar satisfeitas.

A mensuração da pobreza realizada no presente estudo considera apenas as medidas de pobreza obtidas a partir da renda das pessoas, para subsidiar a análise da evolução da desigualdade e da pobreza no setor rural brasileiro. Para tanto, considera-se como pobres todas as pessoas cuja renda (individual) é igual ou inferior a um valor pré-estabelecido (vinculado ao custo de atendimento das necessidades básicas do indivíduo), denominado linha de pobreza. Segundo ROCHA (1990), o procedimento mais comumente adotado no Brasil é o de fixar nacionalmente um patamar de renda — ou linha de pobreza —, em termos de salários mínimos, vinculando-o ao custo de atendimento das necessidades básicas da unidade familiar⁷⁴, que é realmente a prática adotada por vários pesquisadores.⁷⁵ Opta-se neste estudo por estabelecer linhas de pobreza correspondentes a 1 e 0,5 salário mínimo ao trabalhar com os indivíduos classificados conforme a renda de todos os trabalhos, considerando o valor atualizado do maior salário mínimo de agosto de 1980, de acordo com o INPC.

É preciso registrar, entretanto, que a mensuração da pobreza com base exclusiva na renda apresenta algumas restrições, que precisam ser consideradas na análise de seus resultados:

- a) embora a renda constitua uma boa e sintética medida das possibilidades de satisfação das necessidades básicas de uma pessoa (ou família), e seja a melhor medida isolada dessas condições em economias de

como pobres as pessoas cujos níveis de consumo efetivo de certos bens e serviços, admitidos como essenciais à sua sobrevivência, são inferiores a um mínimo determinado. O outro método estabelece um dado nível de renda que permita a satisfação das necessidades básicas de sobrevivência, chamada "linha de pobreza", e classifica como pobres todas as pessoas com rendas menores que essa linha (Ver SEN, A. *Poverty and famines*. Oxford, Clarendon, 1981).

⁷⁴ Ver também ROCHA & TOLOSA (1989).

⁷⁵ Entre outros, os seguintes autores trabalham com linhas de pobreza estabelecidas em valores que variam de 0,25 a 2 salários mínimos; FISHLOW (1972); PFEEFFERMAN (1978); PASTORE, ZYLBERTAJN & PAGOTTO (1983); LOPES & GOTTSCHALK (1990); HOFFMANN (1984, 1990a, 1990b, 1992a, 1992b, 1992c, 1993a, 1993b, 1994a, 1994b, 1994c, 1994d, 1994e); HOFFMANN & KAGEYAMA (1985).

mercado⁷⁶, uma das suas limitações encontra-se no fato de que um mesmo nível de renda pode significar condições de vida distintas. Ou seja, em função, por exemplo, das condições, localização e custo de moradia, das condições de saúde dos indivíduos, do grau de estabilidade da renda, das condições de trabalho, e da disponibilidade pré-existente de certos bens, como a moradia, as pessoas (ou famílias) podem estar ou não em situação de pobreza;

- b) o outro problema é a falta de um critério claro para estabelecer a linha de pobreza, fazendo com que a escolha desse seja arbitrária. ROCHA (1992) entende que o uso de um parâmetro nacional único para a mensuração da pobreza e a decorrente caracterização da subpopulação pobre é inadequado, pois este não garante o atendimento das necessidades básicas das pessoas, além de desconsiderar diferenciais de custo de vida entre regiões e entre áreas urbanas ou rurais.⁷⁷ Dessa forma, estabelece linhas de pobreza com base em estimativa de custos efetivos de satisfação das necessidades básicas das pessoas (atendendo tanto preferências alimentares de modo a atender requisitos calóricos ideais, como as não-alimentares), e levando em consideração as diferenças de preferências dos consumidores e de custo de vida

⁷⁶ Tanto que SEERS (1970) afirma que, embora para transformar em realidade o potencial humano sejam necessários muitos fatores que não podem ser especificados em termos puramente econômicos (como níveis adequados de educação, liberdade de expressão, e a existência de uma nação verdadeiramente independente, tanto política como economicamente), a renda nacional faz sentido como medida do potencial de desenvolvimento.

⁷⁷ Alguns autores, como ROCHA & TOLOSA (1989), ROCHA (1990, 1992) e ROMÃO (1993) definem linhas de pobreza com base em uma estimativa de custos efetivos para preencher necessidades básicas (ou seja, para aquisição de uma "cesta" básica de bens e serviços), levando em conta preferências de consumo e diferenças de preço, conforme as regiões geográficas estudadas. Tal abordagem é baseada no estudo pioneiro feito por Rowntree. (ROWNTREE, B. S. *Poverty: a study of town life*. London, Macmillan, 1901). Tais autores não recomendam a adoção de um valor único em termos de salários mínimos, como meio de responder ao custo de atendimento das necessidades básicas do indivíduo ou unidade familiar, por entender que tal procedimento negligencia a existência de diferenças regionais de custo de vida, bem como variações de tamanho das famílias.

segundo regiões metropolitanas. Apesar dessa crítica, o presente estudo opta pelo uso de um parâmetro nacional único como linha de pobreza, por considerar que a definição da linha de pobreza como o nível de renda que permite ao indivíduo ter uma vida digna apenas transfere a questão para o entendimento do que é necessário para tal nível de vida aceitável (considerando também que não há clareza sobre como definir e quantificar os bens e serviços necessários para tanto). Entretanto, reconhecer que a definição de linhas de pobreza tem componentes arbitrários não inviabiliza a utilização de medidas de pobreza para comparar o grau de pobreza em diferentes períodos e regiões, desde que se comparem índices de pobreza calculados com a mesma linha. HOFFMANN (1991a) sugere que se calcule medidas de pobreza para vários valores de linhas de pobreza, como forma de contornar a questão da arbitrariedade. Também propõe que para comparações ao longo do tempo, se mantenha fixo o valor real da linha de pobreza, usando como deflator um índice de custo de vida. Observa que para comparações ao longo do tempo o ideal seria utilizar uma linha de pobreza cujo valor real crescesse, refletindo o aumento de despesas exigidas pela dinâmica temporal das novas condições de vida, o que entretanto é de quantificação muito difícil.

Feitas essas considerações, apresentam-se as medidas utilizadas para mensuração da pobreza no presente estudo⁷⁸ :

⁷⁸ As definições apresentadas são baseadas diretamente em HOFFMANN (1991a).

2.3.1. A proporção de pobres: H

Admite-se que os N indivíduos de uma população estão ordenados em ordem crescente de sua renda X_i , tal que

$$X_1 \leq X_2 \leq \dots \dots \leq X_N$$

Sendo z a linha de pobreza adotada, seja k o índice da maior renda que não supera z , isto é,

$$X_k \leq z \quad \text{e} \quad X_{k+1} > z$$

Então os k indivíduos cuja renda for menor ou igual ao valor z são considerados os pobres da população, e a incidência da pobreza ou proporção de pobres na população (H) é dada por:

$$H = \frac{k}{N}, \quad \text{com } 0 \leq H \leq 1 \quad (39)$$

Essa medida do grau de pobreza é insensível a variações da intensidade da pobreza, pois o valor de H não é afetado se a renda dos pobres for diminuída.

2.3.2. Razão de insuficiência de renda: I

Note-se que:

- a) $z - X_i$ ($i \leq k$) indica quanto deve crescer a renda de um pobre para atingir a linha de pobreza, ou seja, é a insuficiência de renda dessa pessoa;

b) $S = \sum_{i=1}^k (z - X_i)$ é a insuficiência de renda para o conjunto de pobres.

Então:

$$I = \frac{1}{kz} \sum_{i=1}^k (z - X_i) \quad (40)$$

é a razão entre a insuficiência de renda e o montante da renda que deveria ser recebido pelos k pobres (tal que se eliminasse a insuficiência).

Verifica-se que:

$$I = 1 - \frac{m}{z} = \frac{z - m}{z} \quad (41)$$

onde:

$$m = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_i \quad (\text{renda média dos pobres})$$

com $0 \leq I \leq 1$, sendo que $I = 1$ ocorre apenas na situação extrema em que todos os pobres tem renda nula.

A expressão (41) mostra que, dados os valores de m e z , essa medida (I) é insensível ao número de pobres.

2.3.3. Índice de Pobreza de Sen: P

O índice proposto por SEN (1976),

$$P = H[I + (1-I)G^*] \quad (42)$$

considera a desigualdade da distribuição da renda entre os pobres, ao incluir G^* (índice de Gini para a desigualdade da distribuição da renda entre os pobres), além de também ser afetado tanto pela extensão como pela intensidade da pobreza. Quando o valor de G^* é nulo, todos os pobres têm a mesma renda, e o índice de pobreza de Sen é igual ao produto HI .

Como se pode observar, o valor das medidas de pobreza depende da linha de pobreza adotada. É claro, então, que quando se analisam as modificações nos valores dessas medidas de pobreza ao longo do tempo, fixando o valor real da linha de pobreza, os resultados irão depender do deflator escolhido. Isso é particularmente importante para a década de 80, quando a inflação no Brasil foi intensa e irregular, havendo diferenças substanciais entre diferentes índices de custo de vida.

2.4. A escolha do deflator e o cálculo das linhas de pobreza

Para comparar valores monetários em diferentes períodos, este trabalho utiliza como deflator o Índice Nacional de Preços ao Consumidor, do IBGE (INPC), base (1980=100). A razão da escolha desse deflator decorre do fato dele ser um índice de custo de vida com grande abrangência geográfica, e também devido às variações no valor real dos rendimentos médios obtidos com sua aplicação serem coerentes com as variações no PIB *per capita*.⁷⁹ Motivo adicional para essa escolha é a possibilidade de confrontar os resultados a serem obtidos com os apresentados em outros trabalhos.⁸⁰

Reitera-se, entretanto, que os valores reais relativos à evolução dos rendimentos médios, medianos, e das medidas de pobreza absoluta são diretamente afetados pela escolha do deflator.⁸¹ Registra-se, adicionalmente, que é importante

⁷⁹ HOFFMANN (1992a).

⁸⁰ Em especial, trabalhos recentes que enfocam o setor agrícola, como os desenvolvidos por HOFFMANN (1990a, 1992a, 1992b, 1993a, 1993b, 1994b).

⁸¹ Para exemplificar esse fato, registra-se o cálculo feito por HOFFMANN (1992a), que mostra a variação no número de salários mínimos nominais em setembro de 1990 que seriam equivalentes a um salário mínimo de agosto de 1980, utilizando-se diferentes índices: a) 1,8271 pelo INPC; b)

considerar, na análise dos resultados dos rendimentos reais obtidos, a afirmação de LEONE (1994) de que "é possível que o aumento dos preços entre os meses de setembro de 1985 e 1986 tenha sido maior que o registrado pelo INPC, ocorrendo o contrário entre os meses de setembro de 1986 e 1987". Ou seja, o INPC subestimou a inflação de 1986 e superestimou a de 1987, o que pode afetar a proporção de pobres obtida a partir das linhas de pobreza estabelecidas através do uso desse índice.

Apresentam-se na tabela 6 a seguir, para o período 1981-90, as seguintes informações:

- a) valores do INPC, considerando as reformas monetárias ocorridas no período;⁸²
- b) os valores correntes (vigentes) dos salários mínimos nos meses de referência das PNAD;
- c) o valor equivalente, em moeda corrente, a 1 salário mínimo de agosto de 1980 (também nos meses de referência das PNAD), de acordo com o INPC, e;
- d) o número de salários mínimos correntes necessários, nos meses de referência das PNAD, para obter um valor equivalente ao salário mínimo de agosto de 1980, de acordo com o INPC.
- e) o valor do salário mínimo em US\$ (dólar oficial).

2,5365 pelo ICV do DIEESE para São Paulo; c) 2,1418 pelo IGP - disponibilidade interna, da FGV; d) 1,1556 pelo ICV da FIPE para São Paulo.

⁸² Plano Cruzado, de março de 1986 (1 cruzado = 1000 cruzeiros); Plano Verão, de janeiro de 1989 (1 cruzado novo = 1000 cruzados), e Plano Collor, de março de 1990 (1 cruzeiro = 1 cruzado novo).

Tabela 6 - Equivalência entre valores do salário mínimo em agosto de 1980 e nos meses de referência das PNAD, e os valores correspondentes de acordo com o INPC.

Ano	Mês de Referência PNAD	INPC ⁽¹⁾	Salário Mínimo Corrente (Vigente)	Sal. Mín. de ago/80 em moeda corrente	Nº de S.M. correntes equivalentes a 1 s.m. de ago/1980	Valor do Dólar ⁽²⁾	Salário Mínimo em US\$	
							S.M. corrente (vigente)	S.M. de ago/80 em moeda corrente
1980	ago.	0,50216	Cr\$ 4 149,60	Cr\$ 4 149,60	1	Cr\$ 55,85	74,30	74,30
1981	out.	1,15450	Cr\$ 8 464,80	Cr\$ 9 540,21	1,1270	Cr\$ 114,28	74,07	83,48
1983	set.	5,58210	Cr\$ 34 776,00	Cr\$ 46 127,69	1,3264	Cr\$ 738,00	47,12	62,50
1985	set.	51,423	Cr\$ 333 120,00	Cr\$ 424 935,05	1,2756	Cr\$ 7 825,00	42,57	54,30
1986	set.	0,10615	Cz\$ 804,00	Cz\$ 877,17	1,0910	Cz\$ 13,84	58,09	63,38
1987	set.	0,40624	Cz\$ 2 400,00	Cz\$ 3 356,96	1,3987	Cz\$ 51,44	46,66	65,26
1988	set.	3,09361	Cz\$ 18 960,00	Cz\$ 25 564,05	1,3483	Cz\$ 362,98	52,23	70,43
1989	set.	0,04063985	NCz\$ 249,48	NCz\$ 335,83	1,3461	NCz\$ 3,79	65,70	88,45
1990	set.	1,33904995	Cr\$ 6 056,31	Cr\$ 11 065,24	1,8271	Cr\$ 84,22	71,91	131,38

Fonte: (1) Banco de Dados do Depto. de Economia/UNIMEP (1993); HOFFMANN (1992a)

(2) Valor do dólar oficial (preço de venda), em moeda corrente, no último dia do mês de referência da PNAD (Brasil em Dados, Suma Econômica, Editora Tama, 1991)

A sexta coluna dessa tabela confirma que as diminuições no valor do salário mínimo na década de 80 ocorreram principalmente em três anos: em 1983, quando a forte recessão do início dos anos 80 levou à adoção de políticas de diminuição da demanda agregada, através da adoção de mecanismos como a redução de salários reais; em 1987, depois do insucesso do Plano Cruzado; e em 1990, quando a política econômica adotada para controle da inflação foi implementada sem qualquer proteção aos salários baixos.

As linhas de pobreza utilizadas neste trabalho para o cálculo das medidas de pobreza, como indicado no item (2.3), são os valores equivalentes a 0,5 e 1 salário mínimo, calculados com base nos valores correspondentes de 0,5 e 1 salário mínimo corrente de agosto de 1980, de acordo com o INPC, nos meses de referência das PNAD. Seus valores são apresentados na tabela 7 que segue:

Tabela 7 - Linhas de Pobreza (z), em valores equivalentes a 0,5 e 1 salário mínimo de agosto de 1980, de acordo com o INPC.

Ano	unidade monetária	Linhas de Pobreza ⁽¹⁾	
		z=1/2 s.m.	z=1 s.m.
1980	Cr\$	2 074,80	4 149,60
1981	Cr\$	4 770,10	9 540,21
1983	Cr\$	23 063,84	46 127,69
1985	Cr\$	212 467,52	424 935,05
1986	Cz\$	438,58	877,17
1987	Cz\$	1 678,48	3 356,96
1988	Cz\$	12 782,02	25 564,05
1989	NCz\$	167,91	335,83
1990	Cr\$	5 532,62	11 065,24

(1) O valor real da linha de pobreza é mantido constante utilizando como deflator o INPC, e tendo por base 0,5 e 1 s. m. corrente de agosto de 1980.

Considerando que os salários mínimos regionais foram unificados no país a partir de 1984, adotou-se por base de cálculo das linhas de pobreza o valor do maior salário mínimo vigente no país em agosto de 1980 (que foi o mês de referência do censo demográfico naquele ano). Dessa forma, as linhas de pobreza apresentadas na tabela 7 são as mesmas para todas as regiões geográficas, não se considerando, portanto, possíveis diferenças regionais de custo de vida.

3. DESIGUALDADE E POBREZA ENTRE AS PESSOAS OCUPADAS NA AGRICULTURA BRASILEIRA: 1981-1990

O objetivo específico deste capítulo é apresentar uma análise descritiva da evolução da desigualdade de rendimentos pessoais e da extensão da pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, no país e nas suas regiões, no período 1981 - 1990. A base de dados para essa pesquisa está descrita no item (2.1.2) deste trabalho e busca refletir, através da constituição da amostra, a situação do conjunto das pessoas ocupadas no setor rural brasileiro quanto ao aspecto da distribuição dos rendimentos do trabalho. Feita essa descrição, procura-se inferir como a política e o desempenho econômico contribuíram para o comportamento da desigualdade no setor rural, considerando o contexto econômico geral da economia brasileira e, em especial, do setor agrícola, nos anos 80.

A análise regional tem por objetivo examinar um aspecto particular do conjunto de disparidades produzido pelo processo histórico de desenvolvimento econômico e social do país: as disparidades regionais na distribuição pessoal da renda e da pobreza.⁸³

⁸³ Segundo ROMÃO (1991), esse é um dos aspectos dos desequilíbrios regionais, a que se somam outros como a persistência, no país, de grandes diferenciações espaciais, quantitativas e qualitativas, em termos de produção, de tecnologia, e, em especial, de qualidade de vida. Isto porque, apesar do intenso ritmo de crescimento econômico que se instalou no país, de forma geral, a partir dos anos 40, e das decorrentes transformações estruturais e modernização por que passou a economia brasileira, a questão dos desequilíbrios regionais pouco se modificou. WOOD & CARVALHO (1994) ratificam, também, a persistência dessas diferenças regionais, ao constatar que o crescimento e a diversificação da economia brasileira não têm conseguido eliminar as fortes desigualdades regionais que têm caracterizado o país desde os tempos coloniais.

3.1. Evolução da desigualdade: resultados descritivos

3.1.1. Curvas de Lorenz

Antes de medir o grau de desigualdade da distribuição de rendimentos pessoais através dos índices de concentração apresentados no item (2.2) deste trabalho, julga-se interessante comparar as curvas de Lorenz associadas à cada ano do período em estudo. Conforme já discutido, se a curva de Lorenz de uma distribuição A domina a curva de Lorenz de uma distribuição B , isto é, $L(A) \geq L(B)$, com $L(A) > L(B)$ em algum intervalo, então a desigualdade na distribuição A é indubitavelmente menor do que a desigualdade da distribuição B . Dessa forma, pela comparação das curvas de Lorenz, é possível tirar conclusões de carácter geral acerca das mudanças na desigualdade de uma distribuição de rendimentos.

A tabela 8 apresenta as coordenadas de pontos das curvas de Lorenz, indicando a proporção da renda retida até cada fração da população, considerando a PEA na agricultura brasileira, com as restrições impostas para a obtenção da amostra A (exceto Região Norte), no período 1981 - 1990.

Tabela 8 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % de renda) da distribuição da renda da população ocupada na agricultura brasileira⁽¹⁾, de 1981 a 1990.

Ano Fração Popul.	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
10	1,49	1,49	1,31	1,39	1,10	1,11	1,06	1,17
20	4,30	4,23	3,70	3,94	3,34	3,31	3,05	3,53
30	7,99	7,75	6,94	7,28	6,50	6,39	5,83	6,69
40	12,49	12,21	11,04	11,46	10,48	10,35	9,39	10,71
50	18,11	17,31	15,96	16,13	15,25	15,26	13,76	15,11
60	24,71	23,30	21,63	21,75	20,94	21,18	18,76	20,55
70	32,50	30,28	28,50	28,73	27,80	28,22	25,05	27,42
80	42,28	39,17	37,45	37,91	36,82	37,46	33,43	36,62
90	55,85	52,23	50,85	51,49	50,16	51,11	46,56	49,92
95	66,66	63,27	62,52	62,75	61,56	62,61	58,02	61,01
99	83,54	81,58	81,58	80,83	80,43	81,17	78,08	80,07
100	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Dados básicos individuais das PNAD (1981-1990)

(1) Exclui a Região Norte. Pessoas ocupadas com rendimento declarado positivo de todos os trabalhos, com 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

Esta tabela mostra que há apenas duas transições entre colunas vizinhas em que não existe dominância de Lorenz: de 1985 para 1986, e de 1987 para 1988. Exceto essas situações, é possível verificar, com clareza, que a desigualdade aumenta de 1981 para 1983, de 1983 para 1985, de 1986 para 1987, e de 1988 para 1989, reduzindo-se apenas de 1989 para 1990. Considerando os anos extremos do período, de 1981 a 1990, observa-se aumento inequívoco da desigualdade de rendimentos pessoais na agricultura brasileira. Para melhor observar o comportamento desse perfil e avaliar a sua evolução dentro do contexto econômico do período, definem-se quatro intervalos de tempo para análise:

- a) de 1981 a 1990, para captar a tendência geral da evolução da desigualdade entre o início e o final do período em estudo. Cabe reafirmar que os anos 80 transcorreram em um ambiente recessivo e inflacionário, com alguns interregnos de retomada de crescimento, no qual o desempenho do setor agrícola apresentou dinamismo diferenciado ao da economia como um todo.⁸⁴
- b) de 1981 a 1985, com o intuito de verificar o comportamento da desigualdade na primeira metade dos anos 80. No início desse período, em decorrência do processo inflacionário e da crise das contas externas, o país adota programa de estabilização que tem por objetivo principal a redução do desequilíbrio do Balanço de Pagamentos (gerado pelo grande crescimento do serviço da dívida externa). Tal programa se caracteriza fundamentalmente pela utilização de políticas econômicas de redução da demanda agregada.⁸⁵ O resultado é a recessão de 1981-1983, em que se registra grande redução nos níveis de produção e emprego, e crescimento da inflação (LUQUE, 1993). De 1983 a 1985 há pequena recuperação no desempenho econômico do país⁸⁶, devido ao comportamento favorável das exportações em 1984, e adoção de políticas monetárias e fiscais menos restritivas (as quais viabilizam o crescimento do consumo interno em 1985). Porém, essa recuperação não é acompanhada por redução do processo inflacionário.⁸⁷

⁸⁴ O índice de produto real (base: 1980=100) em 1990 foi de 115,85 para a economia geral, e de 128,21 para o setor agropecuário (Conjuntura Econômica, jan. de 1992, p. 58).

⁸⁵ Esse programa tem por base políticas fiscais e restritivas, como redução de crédito e de despesas públicas, e políticas salariais com redução dos salários reais.

⁸⁶ Observa-se, entretanto, que o quadro econômico geral pouco melhorou. Em 1985 o PIB *per capita* é 4,3% inferior ao de 1980 (Conjuntura Econômica, jan. de 1993, p. 53).

⁸⁷ A inflação brasileira dobrou três vezes entre 1979 e 1986. De cerca de 45% a.a. em meados de 1979, passou para a faixa dos 100% a.a. entre 1980 e 1982. Depois saltou para a faixa dos 200% a.a. em 1983 e 1984, atingindo 235% a.a. em 1985, sendo que em janeiro de 1986 superou os 400% a.a. (CARDOSO, 1991).

c) de 1985 a 1986, de forma a captar o comportamento da desigualdade no setor rural associado aos efeitos efêmeros gerados na economia pelo Plano Cruzado (adotado pelo governo em março de 1986)⁸⁸. Segundo LUQUE (1993), esse plano é o exemplo mais significativo de que o governo, a partir desse período, redireciona a política econômica. Tenta estabilizar o processo inflacionário através de programas que dão maior ênfase no ataque às características institucionais, como os mecanismos de indexação, do que à uma redução do nível de demanda agregada.⁸⁹ A economia passa por breve período de rápido crescimento devido ao maior valor real dos salários, à uma política monetária de manutenção de baixas taxas de juros reais, e às próprias mudanças no comportamento dos agentes econômicos instigados pelo Plano (HOFFMANN, 1992a). Esse programa de estabilização derruba a inflação por uns poucos meses, mas no final de 1986 ela volta com maior intensidade, pois o crescimento da produção não consegue acompanhar o crescimento do consumo.

d) de 1985 a 1990, para caracterizar a evolução da desigualdade de rendimentos pessoais na segunda parte do período em análise, excluído o comportamento atípico de 1986. De 1987 a 1990 o governo adota vários outros planos de estabilização⁹⁰, que também não têm sucesso no controle

⁸⁸ O plano Cruzado altera a unidade monetária, congela os preços, e fixa os salários em um patamar 8% acima do seu valor real médio nos 6 meses anteriores à sua edição. (PEREIRA, 1992).

⁸⁹ Ainda segundo LUQUE (1993), os planos Bresser (junho de 1987) e Verão (janeiro de 1989) se enquadram nessa categoria. Já o plano Collor I (março de 1990) procura administrar os condicionantes da demanda agregada (através do bloqueio de ativos financeiros), bem como combater os mecanismos de indexação (componentes inerciais do processo inflacionário).

⁹⁰ O plano Bresser (junho de 1987) estabelece congelamento de preços e salários durante três meses, simultaneamente a uma midi-desvalorização do cruzado e a um esforço de maior austeridade nos gastos do Estado. A política Arroz com Feijão (janeiro de 1988) baseia-se, principalmente, na tentativa de ajuste fiscal, e na realização, em agosto de 1988, de um equivocado acordo sobre a dívida externa, no instante em que já estavam adiantadas as discussões sobre a redução da dívida (PEREIRA, 1992). O plano Verão (janeiro de 1989) tem como principais balizas o congelamento, a desindexação e a reforma monetária, apoiado em uma taxa de juros extraordinariamente alta (PEREIRA, 1992). O Plano Collor I (março de 1990) tem três pontos fundamentais: o ajuste fiscal,

do processo inflacionário. Esses planos introduzem, em sua maioria, congelamentos de preços, reformas monetárias e mudanças de regras contratuais. Entretanto, após poucos meses de implantação, as taxas de crescimento dos preços recuperam o ritmo tradicional, voltam os mecanismos de indexação, e a acomodação dos preços relativos se realiza às custas de aceleração do processo inflacionário. Nos meses seguintes à edição desses planos os salários reais dos trabalhadores diminuem (LUQUE, 1993). O período que se estende de 1985 a 1990 é caracterizado por frustrações do crescimento econômico, alta instabilidade e aceleração do processo inflacionário.⁹¹

Considerando essa divisão temporal observa-se que de 1981 a 1985 e de 1985 a 1990, bem como no período todo, de 1981 a 1990, aumenta a desigualdade da distribuição de rendimentos pessoais na agricultura brasileira. Em 1986, entretanto, há registros de uma breve melhora nesse perfil distributivo. Porém, em 1987 este já se deteriora, fato que se repete também de 1988 a 1989. Em 1990 a distribuição apresenta-se um pouco menos concentrada do que em 1989.⁹² A figura 2 ilustra graficamente a deteriorização do perfil distributivo no setor rural, entre o início (1981) e o final do período em estudo (seja 1989 ou 1990), mostrando que a distribuição de 81 domina no sentido de Lorenz, as de 1989 e de 1990.

com o objetivo de obter um superávit de 2% do PIB; a reforma monetária, para o Estado recuperar o controle da moeda, e a política de rendas, com a prefixação e desindexação da economia. (PLANO COLLOR, Revista de Economia Política, vol. 10, nº 3(39), jul/set. 1990, p. 114).

⁹¹ A variação anual do INPC (base 1980=100) em 1985 era de 228%. Reduz-se em 1986 para 58,6%. Salta em 1987 para 396%, mais do que duplica em 1988, quando alcança 993,3%, e apresenta o mesmo comportamento em 1989, quando atinge 1902,1%. Reduz-se pouco em 1990, ficando em 1584,5% (Perspectivas da Economia Brasileira - 1994, IPEA, Rio de Janeiro, 1993, vol. 2, p. 724).

⁹² Segundo o relatório Crianças e Adolescentes - Indicadores Sociais, do IBGE (1992), a redução da desigualdade no Brasil, entre 1989 e 1990 é decorrente da redução na renda real dos mais ricos e não de melhoria de renda entre os mais pobres.

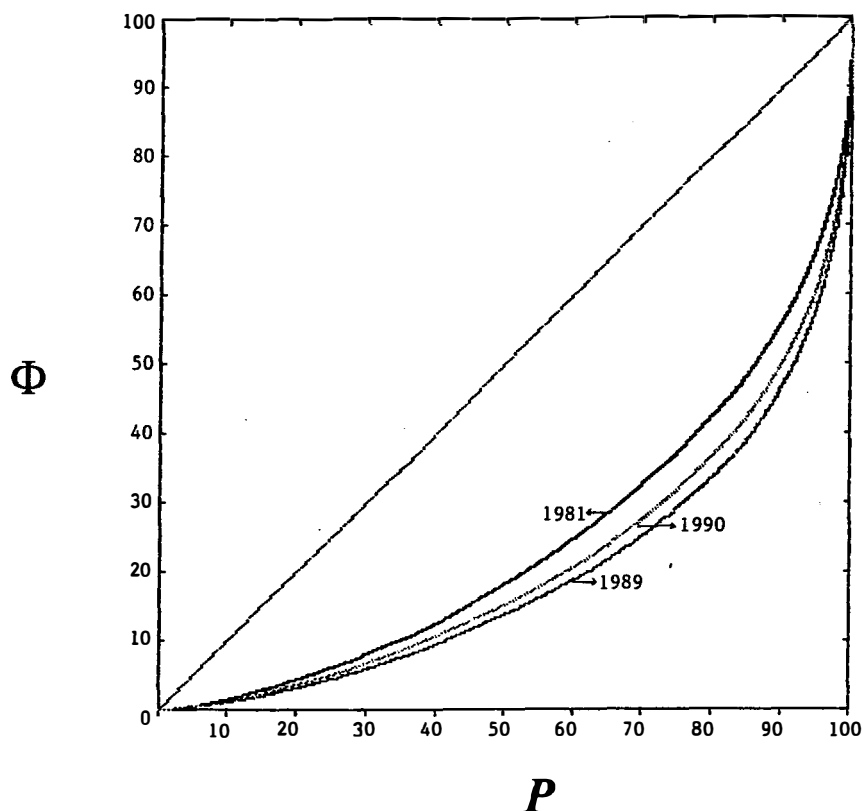


Figura 2 - Curvas de Lorenz: 1981, 1989 e 1990

População ocupada na agricultura brasileira (exceto região Norte).

Esse aumento da desigualdade de rendimentos no setor rural brasileiro, de 1981 a 1990, é simultâneo a um comportamento dinâmico do setor agrícola na maior parte do período, apesar da crise econômica geral.⁹³ Segundo GASQUES & VILLA VERDE (1990), esse comportamento diferenciado da agricultura foi possível devido às características particulares do setor no que diz respeito à organização da produção, características do mercado, natureza do mercado de trabalho, e às políticas de apoio específicas. Observa-se, entretanto, que na década de 80 a intervenção governamental se centrou crescentemente na política de preços mínimos, pois a crise fiscal forçou a

⁹³ Comparando a década de 80 com a de 70, a agricultura reduz sua taxa média anual de crescimento em 1,6 pontos percentuais (de 4,7% a 3,1%), enquanto a indústria perde cerca de 8 pontos percentuais nos anos 80 (reduzindo-se de 9,3% nos anos 70 para 1,2% na década de 80) (REZENDE, 1989).

contração do programa de crédito rural e a redução dos gastos públicos com pesquisa e extensão (REZENDE & GOLDIN, 1993). Ainda conforme GASQUES & VILLA VERDE (1990), outros fatores explicativos foram o comportamento dos custos de produção, e o crescimento da produtividade na agricultura. Enquanto os preços reais pagos pelos agricultores pelos insumos evidenciaram tendência decrescente entre 1980 e 1988, a produtividade foi o fator que mais influenciou o crescimento do produto na década, para o qual a pesquisa agrônômica exerceu papel essencial. Segundo REZENDE (1989), também contribuíram para o relativo dinamismo do setor agrícola no período fatores como: o fato de o setor agrícola ter alterado seu padrão, passando a ser mais direcionado ao atendimento do mercado interno; e às fantásticas inovações tecnológicas que permitiram a incorporação do cerrado à produção de grãos (inovações estas que, em parte, tiveram sua origem nos investimentos públicos realizados nos anos 70, pois estes se reduziram no decorrer dos anos 80, devido à crise fiscal do Estado).

Observa-se, também, que a taxa de crescimento agrícola nos anos 80 foi positivamente influenciada pelo efeito residual do processo de modernização da agricultura que caracterizou os anos 70, pois, no decorrer dos anos 80, com a redução dos recursos oficiais destinados ao crédito rural, a capitalização da agricultura passou a depender mais de financiamentos do setor privado, inclusive agroindustrial. Segundo BARROS & ARAÚJO (1991), a partir da década de 80 houve um drástico corte na disponibilidade de recursos oficiais, tanto que o volume de crédito rural tomado pelos agricultores em 1989 corresponde a um terço de seu valor em 1980. Segundo esses mesmos autores, o declínio dos recursos oficiais disponíveis para a agricultura, e a elevação de seus custos, levou os agricultores a buscar formas alternativas para financiar o custeio e o investimento, como: o auto financiamento e outras formas de financiamento junto ao setor privado não-bancário, como os empréstimos informais, o escambo envolvendo troca de insumos por produtos agrícolas, compras a prazo financiadas pelos fornecedores, além de instrumentos de crédito mercantil. Adicionalmente a esses aspectos, registra-se que a política de garantia de preços mínimos sofreu alterações na década de 80 (como a correção do preço-base, o estabelecimento da plurianuidade, e a criação de preços de intervenção). Em decorrência, tornou-se, na

maior parte desse período, um dos principais instrumentos de política agrícola (GASQUES & VILLA VERDE, 1990).

Durante a recessão econômica de 1981 a 1983 a produção agrícola apresenta crescimento de cerca de 7%, enquanto a produção industrial reduz-se em 15%. (REZENDE, 1989, p. 477). No biênio 1984/85 registra-se grande expansão da agricultura, que coincide (e mesmo contribui) com a retomada do crescimento econômico geral a partir do segundo semestre de 1984 (crescimento este que perdurou durante 1985 e foi intensificado em 1986 devido ao Plano Cruzado).⁹⁴ Entretanto, esse quadro agrícola satisfatório foi alterado pela longa estiagem no final de 1985, responsável pela quebra da safra em 1986. Apesar disso, há nova expansão dos investimentos agrícolas nesse último ano⁹⁵, que têm como resultado uma produção recorde em 1987. Entretanto, essa produção é acompanhada pela grave crise financeira no setor, causada pelo grande crescimento das taxas de juros dos empréstimos assumidos em 1986, e pela queda dos preços agrícolas provocada em grande parte pela redução, em cerca de 30%, dos preços mínimos.⁹⁶

Novamente em 1988 e 1989 ocorrem grandes safras resultantes de elevados investimentos agrícolas efetuados em 1988.⁹⁷ Em 1990, entretanto, registra-se redução na produção agrícola, resultante principalmente dos baixos preços recebidos

⁹⁴ Esse dinamismo do setor agrícola, na primeira metade dos anos 80, relaciona-se com a possibilidade de estabilização relativa da produção agrícola em períodos recessivos, devido à flexibilidade, para baixo, dos preços dos fatores primários de produção (salários rurais e renda da terra) e também devido à estrutura competitiva do setor (desde que não ocorram problemas de liquidez, decorrentes da queda da renda agrícola). Efetivamente, a atuação da política econômica preservou o setor agrícola da restrição creditícia geral adotada em 1981/82, e colaborou para a elevação dos preços agrícolas em 1983/84, através de desvalorização cambial, a qual foi acompanhada de aumento dos preços mínimos (REZENDE, 1989).

⁹⁵ Esse aumento de investimento na agricultura, em 1986, foi viabilizado pela eliminação da correção monetária nos empréstimos rurais, associada à fixação da taxa nominal de juros de 10% a.a. para o crédito de custeio, e à política de baixas taxas de juros na economia (REZENDE, 1989).

⁹⁶ Essa crise, segundo REZENDE (1989), foi contornada graças às anistias creditícias concedidas pelo governo em 1987.

⁹⁷ Em 1987 reinstitue-se a indexação que prevalecia antes do Plano Cruzado e reindexa-se o crédito rural, o que viabiliza uma nova fonte de recursos para o setor (a Caderneta Rural). Definem-se novas “regras de comercialização” para serem implementadas em 1988, que permitem uma recuperação dos preços agrícolas no segundo semestre de 1988 (processo este intensificado pela alta dos preços externos, para o que muito contribuiu a seca americana) (REZENDE, 1989 e 1992).

pelos agricultores na entressafra de 1989. É importante registrar que os maiores valores do PIB total da agricultura, no período 1980-1990, ocorrem a partir de 1985. Seu valor reduz-se de 121,42 em 1985 para 111,68 em 1986, para já em 1987 crescer para 128,40, e alcançar 129,48 em 1988 e um pico máximo de 133,17 em 1989, reduzindo-se em 1990 para 128,21 (Índice de Produto Real total, tomando 1980 como base, conforme Conjuntura Econômica, jan. 1993, p. 58). Simultaneamente, na segunda metade desse mesmo período, registram-se os menores valores dos índices de preços reais recebidos pelos agricultores, que já vinham assumindo patamares sucessivamente inferiores após 1980, apresentando-se em 1990 em cerca de 50% de seu valor real em 1980 (REZENDE & GOLDIN, 1993, p. 41).

Dessa forma, a redução da produção agrícola em 1990 reflete o fato de que o setor agrícola foi muito afetado pelo descontrole inflacionário e pela incapacidade demonstrada pelo governo em combatê-lo (particularmente após os sucessivos planos de estabilização adotados a partir de 1986). Segundo REZENDE (1992), o setor agrícola foi forte e adversamente afetado pelo agravamento do quadro macroeconômico e, em particular, pelas estratégias via “choques” ou “moeda indexada” adotadas pelo governo para controlar a inflação. O contexto macroeconômico instável gerou um grande crescimento do risco na agricultura, resultando em aumento da instabilidade dos preços agrícolas, e na inviabilização das políticas que vinham operando com bons resultados desde o início dos anos 80 (políticas de crédito e especialmente de preços mínimos, apesar da política de crédito rural ter sido mais restritiva no que se refere ao volume de recursos e encargos nos anos 80 relativamente à década de 70).⁹⁸ Também BARROS & ARAÚJO (1991) registram que o crescimento do setor agrícola foi adversamente afetado pela aplicação periódica de choques econômicos para a contenção do processo inflacionário, porque esses choques dificultaram a implementação e continuidade de

⁹⁸ Segundo REZENDE (1992), “as variações abruptas na taxa de inflação, desde o plano Cruzado, estiveram associadas a mudanças igualmente abruptas na distribuição da riqueza financeira da economia, entre ativos financeiros e não financeiros (os últimos incluindo os estoques agrícolas), de tal maneira que, com períodos de queda forçada da inflação, houve uma corrida para os estoques agrícolas — com conseqüente elevação dos preços agrícolas —, o contrário ocorrendo em períodos de aceleração inflacionária”.

políticas cambiais realistas, e a execução de uma política comercial liberalizante, as quais seriam necessárias para revigorar o crescimento do setor, garantindo o abastecimento interno e gerando divisas, sem comprometer os objetivos macroeconômicos de controle fiscal e monetário.

Ainda segundo REZENDE (1992), foi na crise financeira agrícola de 1987 que se revelou a incapacidade de as políticas setoriais operarem em ambiente de alta instabilidade, em função dos pesados ônus então impostos ao Estado.⁹⁹ As novas regras de comercialização então criadas agravaram ainda mais o problema do risco na agricultura, o qual não se alterou significativamente até o final dos anos 80, e culminou com a redução da produção agrícola ocorrida em 1990.

Feitas essas apreciações sobre o contexto econômico do setor agrícola nos anos 80, descreve-se o comportamento da desigualdade na distribuição pessoal de rendimentos na agricultura do Estado de São Paulo, e nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste, conforme as coordenadas das curvas de Lorenz. Consideram-se, para tanto, os mesmos intervalos de tempo anteriormente definidos.

a) período 1981 - 1990

As coordenadas de pontos das curvas de Lorenz para o Estado de São Paulo apresentadas na tabela 9 indicam que de 1981 a 1989 ou 1990 ocorreu efetivamente piora na distribuição pessoal de rendimentos no setor rural do Estado. A figura 3 ilustra esse comportamento

⁹⁹ A partir dessa data, o crédito rural passou a ser fornecido com recursos de caderneta de poupança, o que introduziu rigidez no procedimento. Desfez-se o esquema anterior de participação ativa do governo na comercialização agrícola, o qual foi substituído pelo financiamento da estocagem e por novas regras de comercialização. Essas novas regras restringiam a desova de estoques governamentais somente em níveis predeterminados de “preços de intervenção”, e excluíam a possibilidade de subsídios nessas operações de compra e venda de estoques por parte do Estado. Tais regras, ampliando a faixa de variação possível dos preços agrícolas, ajudavam a aumentar o risco na agricultura, ao alimentar tanto a alta de preços agrícolas em 1988, como o ciclo de alta e queda em 1989 (REZENDE, 1992).

Tabela 9 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % de renda) da distribuição da renda da população ocupada na agricultura do Estado de São Paulo⁽¹⁾, de 1981 a 1990 .

Fração da Popul.	Ano							
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
10	2,18	1,94	1,99	1,77	1,77	2,11	1,84	1,69
20	5,65	5,11	5,34	4,57	4,59	5,34	4,75	3,99
30	9,83	8,82	9,06	7,98	8,00	9,11	7,91	6,73
40	14,46	12,96	13,40	12,09	11,96	13,26	11,64	10,03
50	19,63	17,61	18,53	16,63	16,68	18,24	16,27	14,06
60	25,64	22,91	24,54	21,94	22,28	24,15	21,73	18,80
70	32,52	29,20	31,63	28,37	28,98	31,51	28,19	24,52
80	41,28	37,09	40,63	36,67	37,30	40,87	36,25	31,88
90	53,83	48,71	53,05	49,41	48,93	54,32	48,26	43,25
95	64,74	59,14	62,95	59,42	58,95	65,78	60,01	53,44
99	83,41	77,04	80,68	76,75	76,21	86,03	82,21	71,00
100	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Dados básicos individuais das PNAD (1981-1990)

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

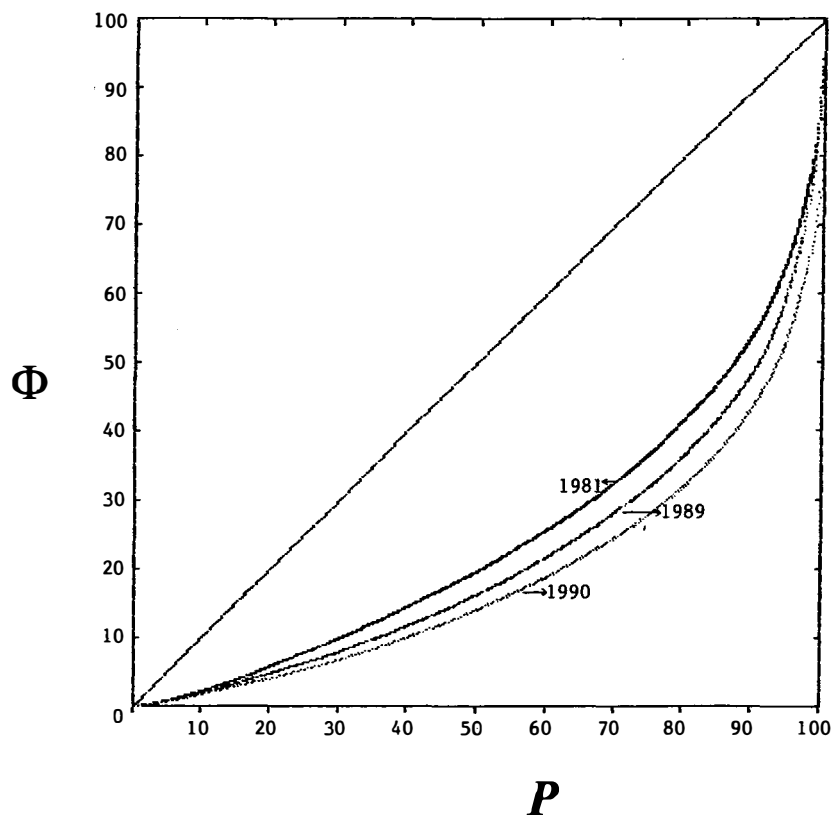


Figura 3 - Curvas de Lorenz: 1981, 1989 e 1990

População ocupada na agricultura de São Paulo.

As regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste apresentam o mesmo comportamento de aumento da desigualdade entre o início e o final do período em estudo (as tabelas A1.1 a A1.4 do Apêndice 1 apresentam as coordenadas de pontos das curvas de Lorenz para essas regiões). Apenas na região Sul, para o período 1981-1990, essa ordenação não é tão rigorosa, pois as curvas de Lorenz se interceptam no extremo direito da distribuição. Entretanto, pode-se afirmar que a distribuição pessoal de rendimentos no setor rural brasileiro, em 1990, apresenta-se mais concentrada do que em 1981, tanto no Brasil como nas suas regiões.

b) período 1981 - 1985

De 1981 a 1983 as coordenadas das curvas de Lorenz, de forma geral, indicam aumento na desigualdade da distribuição de rendimentos pessoais no setor rural do Brasil, e nas regiões geográficas consideradas (nas regiões Sul, Centro-Oeste e Nordeste, entretanto, as curvas se interceptam tirando o caráter conclusivo dessa afirmação). Entre 1983 e 1985, a comparação das curvas de Lorenz indica que apenas em São Paulo há redução na concentração de rendimentos pessoais no setor agrícola. (Nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste não é possível ordenar claramente as distribuições e na região Sul há evidências claras de piora na distribuição dos rendimentos pessoais).

Porém, considerando a primeira metade dos anos 80, ou seja, o período 1981-1985, conclui-se que há aumento da desigualdade da distribuição de rendimentos pessoais nas várias regiões rurais em análise, assim como para o setor rural do Brasil como um todo. (Apenas nas regiões Centro-Oeste e Nordeste o critério não é tão conclusivo, pois observam-se intersecções nas curvas de Lorenz).

c) período 1985 - 1986

Nesse breve intervalo de tempo verifica-se, pelo critério em questão, redução na desigualdade nas regiões Sul e Nordeste. Em São Paulo e região Sudeste ocorre o oposto, enquanto não é possível obter uma conclusão definitiva para a região Centro-Oeste. Observa-se, através desse resultado, que os efeitos transitórios do Plano Cruzado beneficiaram, nesse aspecto, as regiões rurais em que a produção familiar é mais freqüente.

d) período 1985 - 1990

A inspeção das curvas de Lorenz entre 1985 e 1990 indica que o perfil distributivo do setor rural brasileiro, tanto a nível geral como regional, sofreu deterioração na segunda metade do período em estudo. A distribuição de rendimentos de

1985 domina, no sentido de Lorenz, as distribuições de 1989 e 1990. Porém, esse critério não permite uma conclusão tão definitiva para a região Sul, em que as curvas se interceptam no extremo direito da distribuição, tanto entre 1985 e 1989 como entre 1985 e 1990. A região Nordeste é outra possível exceção, nos mesmos termos, para o período 1985/1990. As transições entre anos consecutivos no decorrer da segunda metade dos anos 80, entretanto, apresentam-se um tanto heterogêneas. De 1986 a 1987 domina a tendência de aumento da concentração, em geral e nas regiões (com possíveis exceções sendo São Paulo a região Sudeste). De 1987 a 1988, enquanto reduz-se a concentração em São Paulo e na região Sul, aumenta no Centro-Oeste e Nordeste, sem que se possa definir com clareza o comportamento para o Sudeste e o Brasil como um todo. Há uma tendência geral de aumento da concentração de 1988 a 1989 (sem clareza absoluta desse resultado para as regiões Sudeste e Nordeste). Na última transição considerada, de 1989 a 1990, ocorre melhora da distribuição de rendimentos pessoais, tanto a nível geral como regional, exceto no Estado de São Paulo, onde a desigualdade máxima é observada em 1990.

3.1.2. Medidas de desigualdade

Feitas essas considerações sobre a evolução da desigualdade da distribuição de rendimentos pessoais com base na análise das curvas de Lorenz, procede-se à apresentação dos valores obtidos para várias medidas de desigualdade. Espera-se que, de forma geral, os índices de concentração selecionados aumentem entre 1981 e 1985, podendo apresentar alguma redução em 1986. Considerando o intervalo 1985-1990, esses índices devem voltar a ter seus valores aumentados. Para todo o período 1981-90 os valores dessas medidas devem crescer, em consonância com o resultado verificado de aumento da desigualdade da distribuição de rendimentos pessoais entre as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro, no país e nas suas regiões.

A tabela 10 e a figura 4 apresentam a evolução da desigualdade conforme o valor da Redundância (R), de 1981 a 1990, para o Brasil e as cinco regiões

consideradas. No Apêndice 1 a tabela A1.5 mostra essa evolução conforme o valor do índice T de Theil (O comportamento do T é o mesmo de R , dada sua definição).

Tabela 10 - Brasil e regiões

Redundância (R) da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990.

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região					Média	Desvio Padrão
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste		
1981	0,658	0,653	0,637	0,650	0,610	0,519	0,621	0,053
1983	0,758	0,883	0,654	0,779	0,703	0,602	0,724	0,110
1985	0,797	0,750	0,746	0,727	0,720	0,624	0,713	0,052
1986	0,803	0,904	0,672	0,942	0,702	0,474	0,739	0,190
1987	0,864	1,005	0,804	0,732	0,843	0,582	0,793	0,155
1988	0,809	0,619	0,677	0,701	1,125	0,708	0,766	0,204
1989	0,962	0,807	0,724	0,952	1,306	0,762	0,910	0,238
1990	0,907	1,359	0,645	0,762	1,070	0,552	0,878	0,333
Média	0,820	0,873	0,695	0,781	0,885	0,603	0,767	0,120
Desvio Padrão	0,093	0,235	0,058	0,110	0,251	0,095	0,093	

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

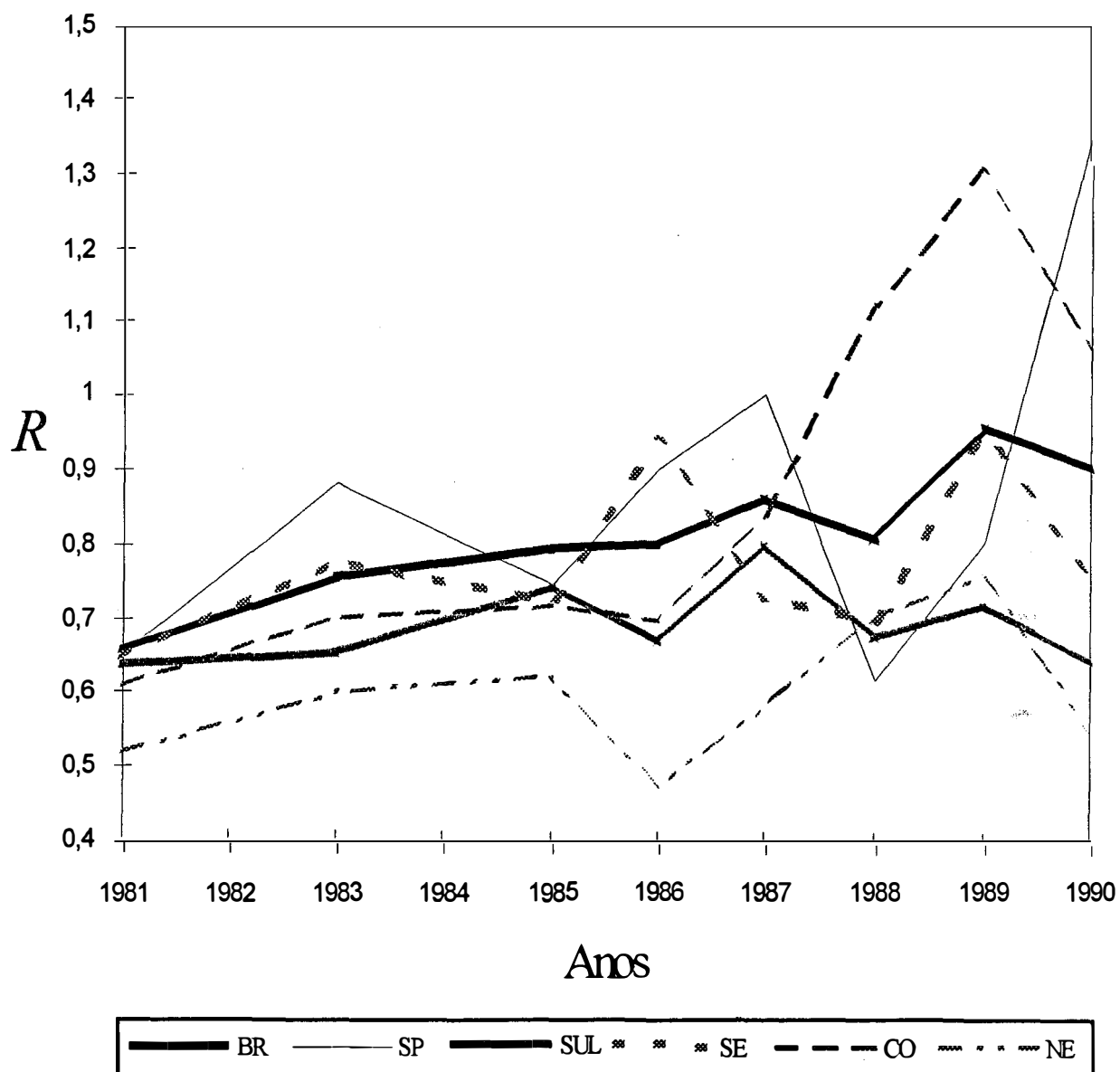


Figura 4 - Brasil e regiões

Redundância (R) da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990.

Algumas regularidades empíricas podem ser identificadas a partir da tabela 10. Em primeiro lugar, observa-se que a desigualdade piorou ao longo do tempo considerado neste estudo, tanto no Brasil como nas diferentes regiões geográficas. Além disso, e conforme pode ser bem visualizado através da figura 4, o crescimento da desigualdade após 1986 é bem mais irregular, tanto no Brasil como nas diferentes regiões do país. Segundo, essa tabela também revela que as diferenças regionais na desigualdade são maiores do que as variações temporais. De fato, o desvio-padrão associado às diferenças regionais (0,120), é cerca de 29% maior do que aquele associado às variações temporais (0,093). Terceiro, 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 em uma posição intermediária.¹⁰⁰ A figura 5 ilustra bem essa última observação.

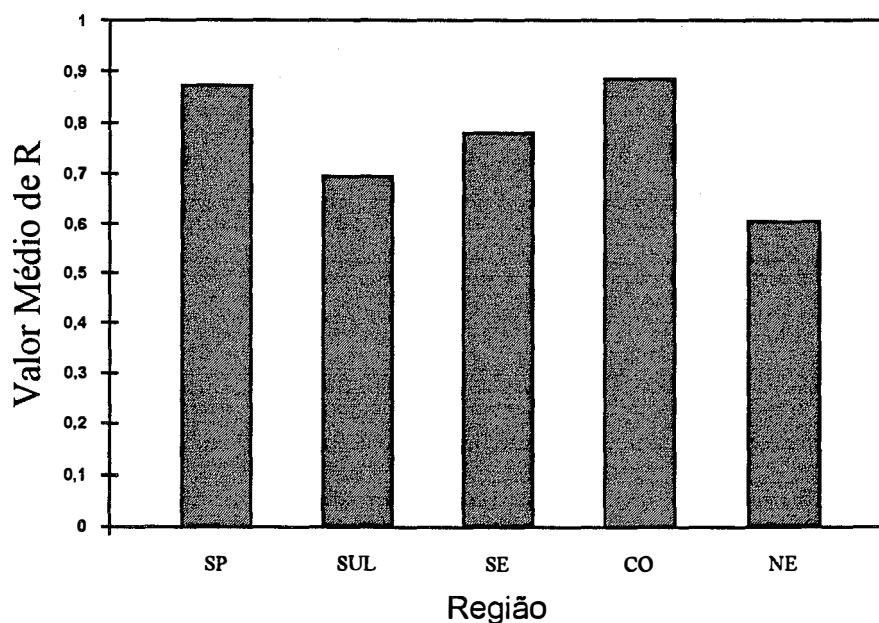


Figura 5 - Desigualdade Média de rendimentos por região, de 1981 a 1990, conforme o valor da Redundância (R)

¹⁰⁰ Também BARROS & RAMOS (1990) observam que as diferenças regionais na desigualdade são bem maiores que as variações temporais, ao estudar a evolução da desigualdade salarial nas nove principais regiões metropolitanas do Brasil, de 1976 a 1985. Observam ainda esses autores que a desigualdade tende a ser maior no Nordeste do que nas regiões Sul e Sudeste.

Para ratificar a importância das diferenças regionais na desigualdade efetua-se a decomposição da desigualdade de rendimentos no setor rural do Brasil (entre as pessoas economicamente ativas ocupadas com renda mensal positiva de todos os trabalhos), dividindo-se a população em 5 grupos de interesse: São Paulo, e regiões Sul, Sudeste (exclusive São Paulo), Centro-Oeste e Nordeste. Procura-se estimar a contribuição de região geográfica para a desigualdade (total) de rendimentos e identificar os componentes da desigualdade entre regiões e dentro de (intra) regiões. Os resultados da decomposição dos índices R (Redundância) e L (Theil L), conforme as 5 regiões, encontram-se na tabela 11.

Analisando-se os valores dessa tabela constata-se que a participação percentual da desigualdade entre regiões na desigualdade total é, em média, de 9,25% (conforme R) ou de 13,25% (utilizando-se o L de Theil). Também se observa que existe tendência de crescimento dessa participação da desigualdade entre regiões na desigualdade total, de 1981 a 1990 (por R ou L).

Como o índice L de Theil é a única medida de desigualdade que é simultaneamente estrita e aditivamente decomponível, através de sua decomposição nas parcelas dentro e entre grupos, é possível avaliar a contribuição de Região para a desigualdade de rendimentos, e também estimar em quanto esta seria reduzida se fossem eliminados os diferenciais de rendimentos entre regiões. Essa característica do índice L permite, pois, concluir que a redução percentual na desigualdade total de rendimentos pessoais no setor agrícola brasileiro, decorrente da eliminação dos diferenciais de renda entre as regiões geográficas é, em média, de 13,25%, de 1981 a 1990. Registra-se que essa redução é de 10,52% em 1981, cresce para 16,21% em 1985 e é de 14,8% em 1990. Esses resultados ratificam a importância de se efetuar análises regionais da distribuição de rendimentos e pobreza no setor rural brasileiro, bem como destacam a relevância da contribuição da variável Região Geográfica para a desigualdade total de rendimentos.

Tabela 11 - Decomposição da desigualdade por cinco regiões geográficas, no setor agrícola do Brasil, conforme os índices *R* (Redundância) e *L* (Theil *L*), de 1981 a 1990.

ANO	MEDIDA	PARTICIPAÇÃO (%) DA DESIGUALDADE	
		DENTRO/REGIÕES	ENTRE/REGIÕES ⁽¹⁾
1981	<i>R(T)</i>	92,07	7,93
	<i>L</i>	89,48	10,52
1983	<i>R(T)</i>	93,79	6,21
	<i>L</i>	90,66	9,34
1985	<i>R(T)</i>	88,67	11,33
	<i>L</i>	83,69	16,21
1986	<i>R(T)</i>	89,31	10,69
	<i>L</i>	83,75	16,25
1987	<i>R(T)</i>	89,36	10,64
	<i>L</i>	84,62	15,38
1988	<i>R(T)</i>	91,55	8,45
	<i>L</i>	88,56	11,44
1989	<i>R(T)</i>	91,32	8,68
	<i>L</i>	87,93	12,07
1990	<i>R(T)</i>	89,93	10,07
	<i>L</i>	85,20	14,80

(1) Poder explicativo bruto da variável Região para a desigualdade total, no ano *t*.

$$\left(PEB_t = \frac{Des.ENTRE}{Des.TOTAL} \right)$$

A evolução da desigualdade conforme o valor do *L* de Theil e do índice de Gini (*G*) encontra-se nas tabelas 12 e 13 apresentadas em seqüência.

Tabela 12 - Brasil e regiões

Índice *L* de Theil da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990.

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região					Média	Desvio Padrão
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste		
1981	0,507	0,454	0,504	0,432	0,454	0,440	0,457	0,028
1983	0,531	0,546	0,521	0,508	0,480	0,425	0,496	0,046
1985	0,577	0,485	0,585	0,520	0,527	0,419	0,507	0,061
1986	0,566	0,565	0,547	0,600	0,521	0,369	0,520	0,089
1987	0,615	0,568	0,599	0,531	0,619	0,456	0,555	0,064
1988	0,603	0,461	0,562	0,519	0,718	0,512	0,554	0,098
1989	0,687	0,567	0,630	0,614	0,888	0,550	0,650	0,137
1990	0,613	0,693	0,544	0,546	0,696	0,439	0,584	0,110
Média	0,587	0,542	0,562	0,534	0,613	0,451	0,540	0,059
Desvio Padrão	0,056	0,078	0,042	0,057	0,148	0,056	0,059	

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela 13 - Brasil e regiões

Índice de Gini da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990.

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região					Média	Desvio Padrão
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste		
1981	0,522	0,512	0,533	0,500	0,511	0,464	0,504	0,025
1983	0,548	0,559	0,547	0,540	0,529	0,487	0,532	0,028
1985	0,569	0,528	0,574	0,548	0,554	0,483	0,537	0,035
1986	0,564	0,569	0,557	0,585	0,551	0,454	0,543	0,052
1987	0,580	0,567	0,575	0,550	0,594	0,496	0,556	0,037
1988	0,575	0,522	0,558	0,540	0,632	0,531	0,557	0,044
1989	0,614	0,571	0,588	0,587	0,692	0,554	0,598	0,054
1990	0,582	0,624	0,551	0,560	0,625	0,492	0,570	0,056
Média	0,569	0,557	0,560	0,551	0,586	0,495	0,550	0,033
Desvio Padrão	0,027	0,036	0,018	0,028	0,061	0,033	0,028	

- (1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana.
 (2) Exclui a Região Norte
 (3) Exclui o Estado de São Paulo

Fica claro, pelos resultados apresentados nessas tabelas, que as regularidades empíricas anteriormente citadas quanto ao comportamento de R apresentam robustez diferenciada em relação à maneira como a desigualdade é mensurada. O comportamento dos índices R , L e G ratificam que a desigualdade aumenta no Brasil e em todas as regiões, de 1981 a 1990. Entretanto, as diferenças regionais na desigualdade apresentam-se ou equivalentes (pelo índice L) ou pouco superiores (cerca de 18%, quando usado o índice de Gini) às variações temporais.

Quanto à desigualdade nas regiões, o que se pode concluir, sem ambiguidade, é que a desigualdade média de rendimentos no setor agrícola é maior no Centro-Oeste, São Paulo, Sul e Sudeste do que no Nordeste rural.

Essa diferença dos valores absolutos entre os índices de desigualdade, apresentando o Nordeste como a região rural com menor desigualdade de rendimentos pessoais do trabalho, está associada ao crescimento agrícola de tipo extensivo que caracteriza essa região, pois tal tipo de crescimento se traduz em baixos níveis e pequenos acréscimos de renda real. Ressalta-se, inclusive, que LANGONI (1973, p. 163) concilia, em 1970, maior concentração da propriedade rural, nas áreas menos desenvolvidas do país, com um grau de desigualdade na distribuição da renda relativamente menor. Adicionalmente, registra-se que os maiores índices de desigualdade encontrados nas demais regiões do país associam-se, entre outros aspectos, à natureza do processo de modernização da agricultura implementado no país, particularmente após os anos 70, e ao fato deste ter sido mais intenso nessas áreas. Ou seja, por esse processo ter priorizado regiões e produtos, bem como incentivos de mercado e resultados de curto prazo, sem que paralelamente tivessem sido efetuadas modificações estruturais. Observa-se, também, que a forma da constituição da amostra estudada, ao eliminar as pessoas ocupadas sem rendimento, bem como as que trabalham menos de 20 horas por semana, pode ter reflexos diferenciados nos valores dos índices de desigualdade entre as diferentes regiões do país.

Analisando o comportamento dos índices R (e T), L e G , dentro dos intervalos de tempo anteriormente estabelecidos, observa-se que:

a) período 1981-1990

De 1981 a 1990, a desigualdade aumenta no Brasil e em todas as regiões¹⁰¹. Os valores de R (e T), L e G crescem no período, em consonância com o esperado pela posição relativa das curvas de Lorenz. Mesmo na região Sul, entre 1981 e 1990, em que ocorre intersecção das curvas de Lorenz no

¹⁰¹ Essa afirmação é consistente com os resultados obtidos por HOFFMANN (1992a). Considerando a distribuição das pessoas ocupadas na agropecuária, extração vegetal e pesca, conforme o rendimento total de todas as ocupações (incluindo as pessoas ocupadas sem rendimento), esse autor obtém valores que indicam aumento da desigualdade no Brasil, entre o início e o final dos anos 80: o índice de Gini aumenta de 0,659 em 1981 para 0,697 em 1989 e 0,682 em 1990; o índice T de Theil cresce de 0,617 em 1981 para 0,666 em 1989 e 0,647 em 1990.

extremo superior das distribuições, observa-se que os índices variam na mesma direção, assumindo valores crescentes. Observa-se que esse aumento da desigualdade é mais pronunciado quando se considera o período 1981/1989, e um pouco menor se avaliado o período 1981/1990¹⁰² (exceto no Estado de São Paulo, em que a relação de grandeza desse aumento é inversa). Essa tendência é coerente com a posição relativa das curvas de Lorenz em 1989 e 1990, a qual indica redução da desigualdade no Brasil e regiões (exceto no Estado de São Paulo). Em São Paulo, em 1990, observa-se a existência, na amostra, de um empregador com renda muito elevada, equivalente a 452 salários mínimos. O rendimento dessa pessoa, ponderado pelo respectivo fator de expansão, correspondente a cerca de 20% do rendimento total das pessoas ocupadas na agricultura desse Estado nesse ano. Verifica-se que os índices de desigualdade para São Paulo, em 1990, calculados sem o rendimento desse empregador, indicam que a desigualdade também reduz-se em relação a 1989 (o índice de Gini cai de 0,624 para 0,532, a redundância reduz-se de 1,359 para 0,610, enquanto o valor de *L* passa de 0,693 para 0,478).

Nesse período em estudo, a região Centro-Oeste é a que apresenta maior crescimento na desigualdade da distribuição de rendimentos pessoais, tanto entre 1981 e 1989 como entre 1981 e 1990. Provavelmente porque esta região foi mais afetada pela natureza do processo de modernização da agricultura. Pois, embora os efeitos principais desse processo ocorram na década de 70, eles se prolongam pelos anos 80. A região Sudeste encontra-se em posição intermediária, e a região Sul localiza-se sempre entre aquelas em que menos crescem os valores dos índices de desigualdade. São Paulo, entretanto, apresenta uma variação muito grande no comportamento do

¹⁰² Essa tendência também é observada nos resultados obtidos por HOFFMANN (1992a). Em seu trabalho, ao analisar a distribuição da renda entre as pessoas economicamente ativas com rendimento positivo, no setor rural brasileiro, de 1981 a 1990, esse autor encontra os seguintes valores para o índice de Gini: 0,507 em 1981, 0,574 em 1989 e 0,540 em 1990.

crescimento da desigualdade, se considerado como ano final de comparação 1989 ou 1990. Para o período 1981/1990, apresenta um dos maiores crescimentos da desigualdade entre as regiões, e para o período 1981/1989, um dos menores. Quanto à região Nordeste, observa-se no período 1981/1990 pequeno crescimento da desigualdade, enquanto para 1981-1989 esse crescimento é bem maior, semelhante ao da região Sudeste. Verifica-se que no Nordeste os valores absolutos dos índices são sempre menores do que nas demais regiões.

b) período 1981-1985

Na primeira metade da década de 80, de 1981 a 1985, os índices de desigualdade apresentam valores crescentes, ratificando o aumento da desigualdade, em termos gerais¹⁰³ e regionais, no setor agrícola brasileiro. A variação clara dessas medidas elucida a indefinição quanto ao comportamento da desigualdade nas regiões Centro-Oeste e Nordeste, gerada pela intersecção das curvas de Lorenz. As medidas indicam que na região Centro-Oeste ocorre aumento da desigualdade. Na região Nordeste, entretanto, a ausência de dominância de Lorenz justifica que as medidas de desigualdade calculadas estejam em desacordo, pois enquanto os valores de R (e T) e G aumentam, o de L diminui. Esse comportamento discrepante do L é explicado pela sua extrema sensibilidade à modificações no extremo inferior da distribuição.

¹⁰³ Os resultados obtidos por HOFFMANN (1992a) para os índices de Gini e Theil T , considerando a distribuição das pessoas ocupadas na agricultura brasileira (exceto região Norte), incluindo as pessoas ocupadas sem rendimento, em 1981 e 1985, indicam claramente que ocorreu aumento na desigualdade. A mesma tendência é evidente também em HOFFMANN (1992b), ao obter que o valor do índice de Gini em 1981, de 0,507, aumenta em 1985 para 0,548 (considerando as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro, exceto região Norte, com rendimento positivo de todos os trabalhos). RAMOS (1990a e 1990b) também observa que há aumento no valor dos índices T , G e L , entre 1981 e 1985, para a distribuição de rendimentos entre homens ocupados com renda positiva, em áreas urbanas do Brasil.

c) período 1985-1986

De 1985 a 1986 a desigualdade no setor agrícola brasileiro diminui conforme a variação dos índices L e G , e aumenta brandamente de acordo com a variação do valor de R (e T), em função da não existência de dominância de Lorenz nessa transição (ver tabela 8).¹⁰⁴ Essa variação do comportamento das medidas de desigualdade, no país, é reflexo da disparidade dos resultados entre as regiões. Em São Paulo e região Sudeste os valores desses índices crescem, em coerência com a posição das curvas de Lorenz. No Sul, Nordeste e mesmo no Centro-Oeste (onde ocorre intersecção nas curvas de Lorenz) os valores das medidas se reduzem.

d) período 1985-1990

Nesse intervalo de tempo, em que se sucedem vários planos para tentar estabilizar a economia, e em que cresce o risco na atividade agrícola, o comportamento dos índices de desigualdade ratifica que a desigualdade aumenta, tanto no país como nas suas regiões, seja entre 1985 e 1989 ou entre 1985 e 1990. Apenas para a região Sul, no período 1985-1990, observa-se redução da desigualdade.¹⁰⁵ Esse não é um padrão uniforme, entretanto, para o comportamento da evolução da desigualdade entre os anos consecutivos nesse intervalo de tempo. Porém, a variação observada dos índices de concentração nesses períodos encontra-se, como esperado, dentro do comportamento sinalizado pela análise das curvas de Lorenz.

¹⁰⁴ De acordo com os resultados obtidos por HOFFMANN (1992a e 1992b), a desigualdade diminui na PEA agrícola brasileira (exceto Região Norte) de 1985 a 1986, considerando tanto as pessoas ocupadas sem rendimento, como somente as com rendimento positivo. Esse mesmo autor encontra, para a distribuição das pessoas ocupadas na agricultura paulista, de 1985 a 1986, de acordo com o rendimento de todos os trabalhos (inclusive as pessoas ocupadas sem rendimento), que o índice de Gini aumenta de 0,584 para 0,608. (HOFFMANN, 1993a)

¹⁰⁵ Segundo HOFFMANN (1992a e 1992b), a desigualdade no setor rural brasileiro aumenta entre 1985 e 1989. Entretanto, comparando-se 1985 com 1990 ela se reduz ou se mantém estabilizada.

3.1.3. Outras medidas de desigualdade

A evolução do comportamento da desigualdade de rendimentos entre as pessoas economicamente ativas ocupadas na agricultura brasileira, de 1981 a 1990, descrita nos itens anteriores, é reafirmada por outras medidas de desigualdade cujos valores são registrados a seguir.

A tabela 14 mostra que a porcentagem da renda correspondente aos 50% mais pobres da distribuição reduziu-se entre 1981 e 1990, tanto em termos gerais¹⁰⁶ como regionais.

Tabela 14 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: porcentagem da renda correspondente aos 50% mais pobres (50⁻).

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	18,11	19,63	17,12	20,07	19,14	20,39
1983	17,31	17,61	16,35	18,53	18,42	19,85
1985	15,96	18,53	14,60	17,71	16,81	20,01
1986	16,13	16,63	15,42	15,30	16,82	21,73
1987	15,25	16,68	14,77	17,34	14,75	19,10
1988	15,26	18,24	15,66	17,66	13,38	17,13
1989	13,76	16,27	13,69	15,98	10,57	16,28
1990	15,11	14,06	15,67	16,78	13,47	19,21

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

¹⁰⁶ Os valores obtidos neste trabalho para a porcentagem da renda correspondente aos 50% mais pobres, são coerentes com os resultados obtidos por HOFFMANN (1992a e 1992b).

A região Centro-Oeste é aquela em que mais se reduz a porcentagem da renda correspondente aos 50% mais pobres da distribuição (50^-) entre os anos limites em estudo. Entre 1981 e 1989 essa redução é de 44,8% , e entre 1981 e 1990 é de 29,6%. As regiões Sul e Nordeste são aquelas em que o valor de 50^- sofre redução percentual menor (no Nordeste essa redução é de 20,1% entre 1981 e 1989, e de 5,8% entre 1981 e 1990), enquanto o Sudeste apresenta redução percentual intermediária. Em São Paulo essa redução é mais acentuada entre 1981 e 1990 (equivalente à registrada na região Centro-Oeste), e menor se considerado o período 1981-1989, confirmando o padrão diferenciado desse Estado em relação às demais regiões quanto ao comportamento da desigualdade entre 1989 e 1990. A evolução dos valores de 50^- como um todo, para o Brasil e regiões, é coerente com a variação constatada pelos índices de Gini e Theil, e contribui para fortalecer a evidência empírica de que a concentração de rendimentos pessoais se tornou maior no decorrer dos anos 80 e início dos anos 90, no setor rural brasileiro.

As tabelas 15 e 16 confirmam essa tendência, independentemente do tipo de mensuração da desigualdade utilizada. A tabela 15 mostra que a porcentagem da renda correspondente aos 10% mais ricos da distribuição também aumentou,¹⁰⁷ e que esse crescimento também é mais acentuado na região Centro-Oeste.

¹⁰⁷ O mesmo comportamento para esses índices é verificado por HOFFMANN (1992a e 1992b), considerando a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento, com domicílio rural, no Brasil, de 1981 a 1990. Quanto à grandeza dessa proporção, este autor verifica que o valor de 10^+ cresce de 40,3% em 1981 para 42,8% em 1990, situando-se em patamar inferior aos valores obtidos neste estudo.

Tabela 15 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: porcentagem da renda correspondente aos 10% mais ricos (10⁺).

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	44,15	46,17	44,10	44,19	44,33	36,67
1983	47,77	51,29	45,28	49,01	46,83	40,63
1985	49,15	46,95	47,16	48,97	48,84	40,08
1986	48,51	50,59	45,83	51,66	48,24	37,50
1987	49,84	51,07	47,50	48,81	52,66	40,49
1988	48,89	45,68	46,53	46,41	56,63	43,95
1989	53,44	51,74	48,45	53,01	63,25	46,91
1990	50,08	56,75	45,52	49,54	55,88	39,92

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

A tabela 16 registra a evolução da porcentagem da renda correspondente aos 5% mais ricos da distribuição. O comportamento desse índice é análogo ao apresentado pela evolução de (10⁺)¹⁰⁸, confirmando que o Centro-Oeste apresenta o maior crescimento de concentração, enquanto a região Sul mostra o menor aumento entre as regiões.

¹⁰⁸ HOFFMANN (1992a e 1992b) obteve o mesmo comportamento para esses índices. Verifica esse autor que em 1981 o valor de 5⁺ é de 28,9%, o qual cresce em 1990 para 30,6%, depois de atingir 34,1% em 1989.

Tabela 16 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: porcentagem da renda correspondente aos 5% mais ricos (5⁺).

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	33,34	35,26	32,54	34,24	32,88	26,53
1983	36,73	40,86	33,16	38,33	35,31	31,05
1985	37,48	37,05	34,71	36,97	35,68	30,34
1986	37,17	40,58	33,96	40,81	35,30	26,76
1987	38,44	41,05	35,12	36,88	40,21	30,22
1988	37,39	34,22	34,06	35,15	45,59	33,57
1989	41,98	39,99	34,86	42,43	52,64	35,50
1990	38,99	46,56	33,22	38,08	44,44	29,20

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

No Apêndice 1 as tabelas A1.6, A1.7 e A1.8 registram a evolução da porcentagem da renda correspondente aos 40% mais pobres (40⁻), aos 20% mais ricos (20⁺) e ao 1% mais rico (1⁺) da população em estudo, respectivamente.

A evolução das medidas de desigualdade descrita neste item, bem como a posição relativa das curvas de Lorenz, e os valores dos índices *G*, *L* e *T*, apontam para um inequívoco aumento no grau de concentração de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro, no país e nas suas regiões. Ressalta-se ainda que, independentemente da forma de mensuração de desigualdade utilizada, há coerência de tendências do comportamento dos índices, em qualquer subperíodo de tempo analisado. Considerando o período 1981 a 1990 observa-se, sem ambigüidade, o crescimento da desigualdade, sendo que em 1989 ocorrem, de forma geral, os mais altos valores

absolutos dos índices selecionados¹⁰⁹. Os estratos superiores da população retêm proporções grandes e gradativamente crescentes da renda total, no decorrer do período, em todas as regiões, o que é confirmado pelos valores do indicador *R 1/40*, (razão entre a renda do 1% mais rico e a dos 40% mais pobres da distribuição) apresentado na tabela 17.

Tabela 17 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: razão entre a renda do 1% mais rico e a dos 40% mais pobres (*R 1/40*).

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	1,318	1,147	1,290	1,165	1,074	0,927
1983	1,508	1,772	1,282	1,439	1,297	1,142
1985	1,668	1,442	1,594	1,340	1,280	1,153
1986	1,673	1,923	1,403	1,996	1,383	0,818
1987	1,868	1,990	1,753	1,351	1,761	1,178
1988	1,820	1,054	1,394	1,378	2,784	1,449
1989	2,334	1,529	1,496	1,985	3,788	1,611
1990	1,861	2,890	1,238	1,390	2,496	1,012

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

O perfil dessa razão entre a renda do 1% mais rico e a dos 40% mais pobres da distribuição destaca a característica de forte desigualdade entre os estratos mais pobres e a fina camada do centésimo superior, associada geralmente a aumentos do

¹⁰⁹ São Paulo difere desse padrão geral, pois apresenta os maiores valores para os índices de desigualdade no período em 1990.

grau de desigualdade da distribuição da renda. No setor rural do Brasil, em 1981, esse índice indica que uma pessoa situada no estrato referente aos 40% mais pobres da distribuição de rendimentos precisa trabalhar cerca de 53 meses para ganhar a mesma renda mensal de uma pessoa situada no centésimo superior desta distribuição. O aumento de concentração geral leva a que em 1989 essa relação passe a 93 meses, e em 1990 a 74 meses. Na região Centro-Oeste essa relação em 1981 é de 43 meses e alcança 151 meses em 1989, reduzindo-se em 1990 para 100 meses, ratificando o forte crescimento da concentração de rendimentos pessoais no setor rural dessa região. Na região Sul esse índice apresenta a menor taxa de crescimento, e para o período 1981-1990 mostra inclusive pequena redução (de cerca de 4%). Esse comportamento na região Sul é compatível com a evolução dos valores de (1^+) , pois nesse intervalo de tempo o valor dessa porcentagem decresce (ao contrário do que ocorre nas demais regiões), e confirma a evidência empírica de que essa é a região em que ocorre a menor taxa de crescimento da desigualdade no Brasil, em termos gerais.

A redução da desigualdade que ocorre entre 1989 e 1990, no setor rural do Brasil e regiões (exceto São Paulo) não é decorrente de melhoria de renda para a população mais pobre, mas sim consequência direta da perda real nos ganhos dos mais ricos em 1990. Essa afirmação pode ser verificada pelos valores registrados na tabela 18, a seguir. Observa-se da leitura dessa tabela que ocorre redução do valor real do rendimento médio em todos os estratos da população, de 1989 a 1990 (exceto entre os 1% mais ricos da população de São Paulo), e que essa redução é bem acentuada nos estratos mais ricos.

Tabela 18 - Brasil e regiões⁽¹⁾: 1989 e 1990Rendimento médio real do estrato, em salários mínimos de agosto de 1980⁽²⁾

Estratos (delimitados por percentis)	Brasil ⁽³⁾		São Paulo		R. Sul		R. Sudeste ⁽⁴⁾		R. C-Oeste		R. Nordeste	
	1989	1990	1989	1990	1989	1990	1989	1990	1989	1990	1989	1990
até 10 ^o	0,18	0,15	0,45	0,40	0,22	0,20	0,26	0,21	0,34	0,31	0,13	0,11
10 ^o ao 20 ^o	0,33	0,30	0,71	0,55	0,46	0,40	0,44	0,35	0,60	0,50	0,26	0,22
20 ^o ao 30 ^o	0,46	0,40	0,77	0,65	0,62	0,54	0,58	0,45	0,74	0,57	0,33	0,31
30 ^o ao 40 ^o	0,59	0,51	0,91	0,78	0,75	0,60	0,69	0,54	0,82	0,73	0,42	0,37
40 ^o ao 50 ^o	0,73	0,56	1,13	0,96	0,90	0,77	0,74	0,55	0,95	0,88	0,53	0,46
50 ^o ao 60 ^o	0,83	0,69	1,34	1,13	1,15	0,96	0,84	0,65	1,20	1,05	0,62	0,54
60 ^o ao 70 ^o	1,05	0,88	1,58	1,36	1,50	1,24	1,04	0,82	1,50	1,30	0,77	0,65
70 ^o ao 80 ^o	1,39	1,17	1,97	1,75	2,12	1,62	1,35	1,07	2,12	1,73	0,97	0,81
80 ^o ao 90 ^o	2,19	1,70	2,93	2,70	3,41	2,40	2,03	1,65	3,76	2,74	1,42	1,13
90 ^o ao 95 ^o	3,82	2,83	5,74	4,84	5,88	3,94	3,60	2,86	6,95	5,09	2,34	1,64
95 ^o ao 99 ^o	8,35	6,08	13,56	10,43	11,14	7,91	8,24	6,50	19,36	11,53	4,50	3,05
Acima do 99 ^o	36,49	25,41	43,44	68,86	30,78	21,63	39,19	21,44	95,00	52,74	18,40	10,20

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

(2) Usando como deflator o INPC (IBGE)

(3) Exclui a Região Norte

(4) Exclui o Estado de São Paulo

Constata-se, adicionalmente, que apesar de ter ocorrido crescimento real na porcentagem da renda correspondente às parcelas mais pobres da população entre 1989 e 1990 (aumento esse de cerca de 15% em média, para os índices 40⁻ e 50⁻), ocorre redução relativamente maior na porcentagem da renda real correspondente às camadas mais ricas da população (redução de cerca de 21% em média, no centésimo superior da distribuição de rendimentos).

Esses resultados indicam, claramente, que a desigualdade atinge um pico em 1989, na área rural do Brasil e regiões (exceto em São Paulo, em que o valor máximo é registrado em 1990), qualquer que seja a medida utilizada para mensuração da desigualdade de rendimentos pessoais. Em São Paulo, que é a região rural em que é mais forte a presença de mão-de-obra assalariada na agricultura, o aumento na porcentagem da renda da fração mais rica da população (1⁺) é de 63%, enquanto os 50% mais pobres (50⁻) sofrem uma redução de cerca de 15%. Nesse Estado, de 1989 a 1990, há grande aumento na concentração dos rendimentos do trabalho, enquanto nas demais regiões o comportamento da desigualdade se inverte. A figura 6 ilustra o comportamento da participação percentual na renda, em 1989 e 1990, dos 50% mais pobres e do 1% mais rico da população, no Brasil e regiões.

É preciso ainda destacar que o grande crescimento da desigualdade que se registra após 1986, qualquer que seja o índice utilizado, está associado com a aceleração do processo inflacionário¹¹⁰, conforme indicação de HOFFMANN (1992b); BARROS, CARDOSO e URANI (1993), e CARDOSO (1993).

¹¹⁰ A taxa mensal de inflação (no mês de referência da PNAD), segundo o INPC (IBGE), de 4,6% em outubro de 1981 salta para 10,1% em setembro de 1985. Em setembro de 1986 reduz-se para 1,2% (Plano Cruzado) e volta a se acelerar desde então, assumindo os valores de 7,2%, 26,9% e 36,3% em setembro de 1987, 1988 e 1989, respectivamente. Em setembro de 1990 fica em 14,3%. (Perspectivas da Economia Brasileira, 1994, vol. 2, p. 724).

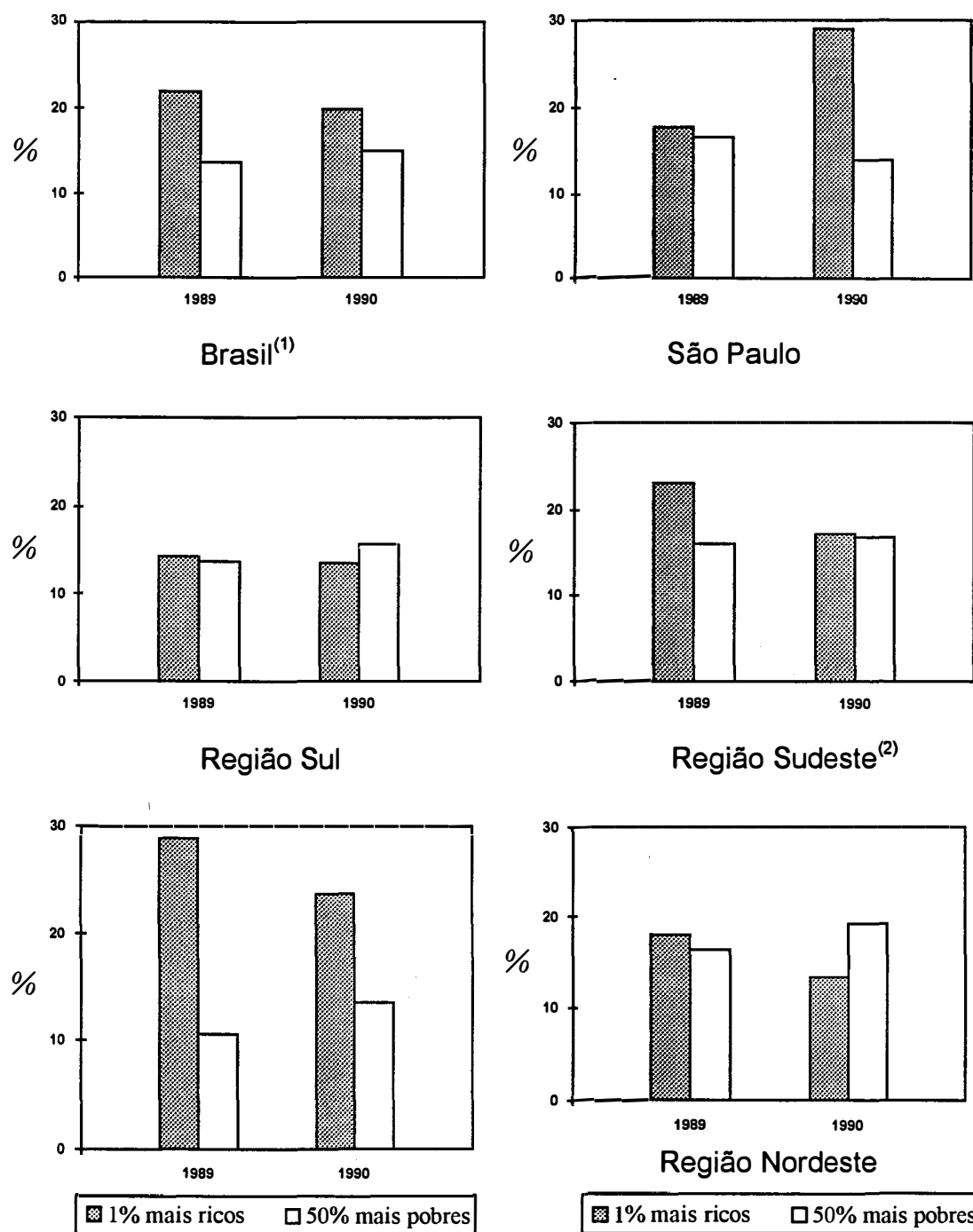


Figura 6 - Participação percentual na renda dos 50% mais pobres (50^o) e do 1% mais rico (1^o): Brasil e regiões (1989 e 1990)

(1) Exceto Região Norte

(2) Exclusive São Paulo

3.2. Evolução dos rendimentos médio e mediano

As tabelas 19 e 20 mostram a evolução do rendimento médio e do rendimento mediano, considerando as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990, conforme a renda mensal individual de todos os trabalhos.

Tabela 19 - Brasil e regiões:

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: Rendimento Médio em salários mínimos de agosto de 1980 (utilizando como deflator o INPC).

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	1,45	2,04	2,05	1,43	1,86	0,97
1983	1,32	1,85	1,70	1,34	1,72	0,85
1985	1,47	2,18	2,32	1,53	2,17	0,85
1986	2,17	3,28	2,91	2,69	3,44	1,24
1987	1,48	2,58	1,99	1,49	2,43	0,85
1988	1,30	2,03	1,75	1,30	2,11	0,84
1989	1,66	2,44	2,16	1,70	3,28	1,03
1990	1,28	2,37	1,60	1,25	2,22	0,77
Média	1,52	2,35	2,06	1,59	2,40	0,92
Desvio Padrão	0,29	0,45	0,42	0,47	0,63	0,15

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela 20 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: Rendimento Mediano, em salários mínimos de agosto de 1980 (utilizando como deflator o INPC).

ANO	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	0,84	1,10	1,10	0,84	1,05	0,63
1983	0,75	0,87	0,87	0,75	0,91	0,54
1985	0,78	1,18	1,18	0,78	1,06	0,56
1986	1,14	1,71	1,48	1,19	1,71	0,91
1987	0,74	1,34	0,95	0,77	1,14	0,60
1988	0,72	1,10	0,93	0,74	0,86	0,47
1989	0,74	1,19	1,03	0,74	1,10	0,60
1990	0,61	1,08	0,90	0,56	0,90	0,54
Média	0,79	1,20	1,05	0,80	1,09	0,61
Desvio Padrão	0,16	0,25	0,20	0,18	0,27	0,13

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

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Uma primeira regularidade empírica que se observa é que a média, seja do rendimento médio ou do rendimento mediano, de 1981 a 1990, é maior em São Paulo e no Centro-Oeste, assumindo o menor valor na região Nordeste. Em termos médios o valor do rendimento médio de São Paulo e região Centro-Oeste é cerca de 160% superior ao do Nordeste, enquanto essa diferença está em torno de 80% se considerado o rendimento mediano. A figura 7 mostra a relação entre os valores médios dos rendimentos médios e medianos no setor rural do Brasil e regiões, de 1981 a 1990.

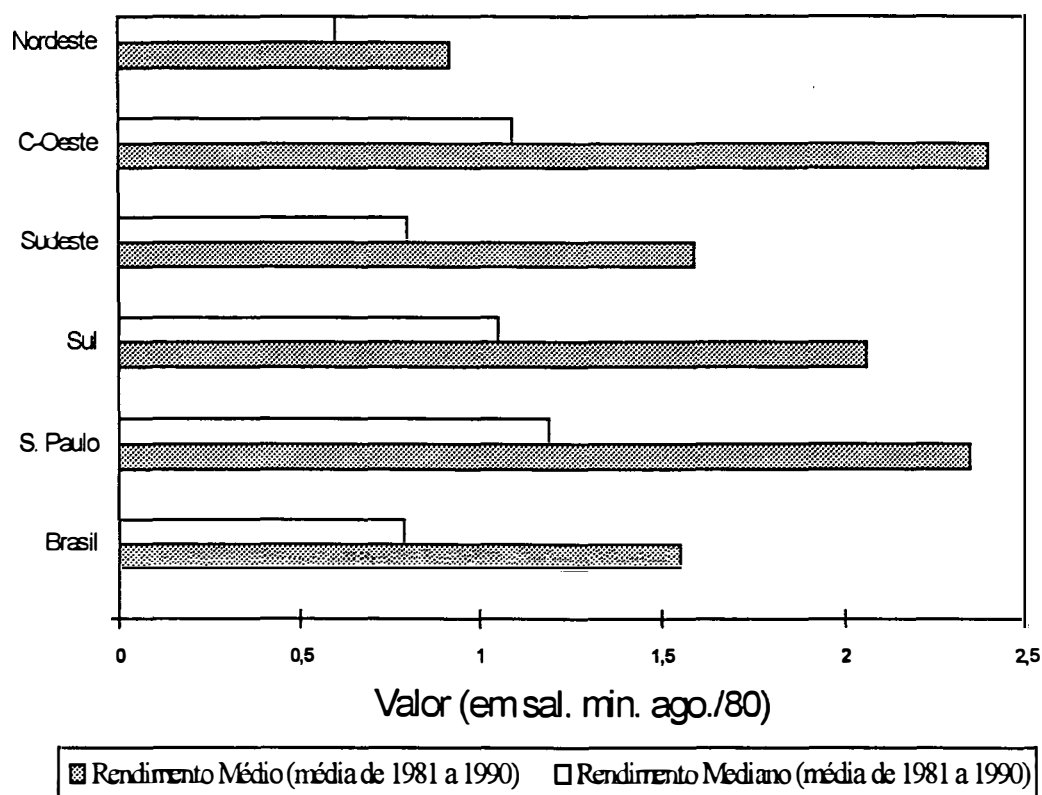


Figura 7 - Brasil e regiões: Valores Médios dos rendimentos médio e mediano, de 1981 a 1990 (em salários mínimos de agosto de 1980, utilizando como deflator o INPC/IBGE)

Outro padrão que se observa da análise desses dados é que, no Brasil, a média do rendimento médio (1,52 s.m.) é praticamente o dobro do valor da média do rendimento mediano (0,79 s.m.), o que é um indicador da assimetria da distribuição de rendimentos pessoais na área rural. Esse padrão se repete em São Paulo, e regiões Sul e Sudeste, alcançando quase o triplo no Centro-Oeste. No Nordeste essa relação é menor (cerca de 50%). Apresenta-se na figura 8 a evolução dos rendimentos médio e mediano, no Brasil (exceto região Norte), de 1981 a 1990.

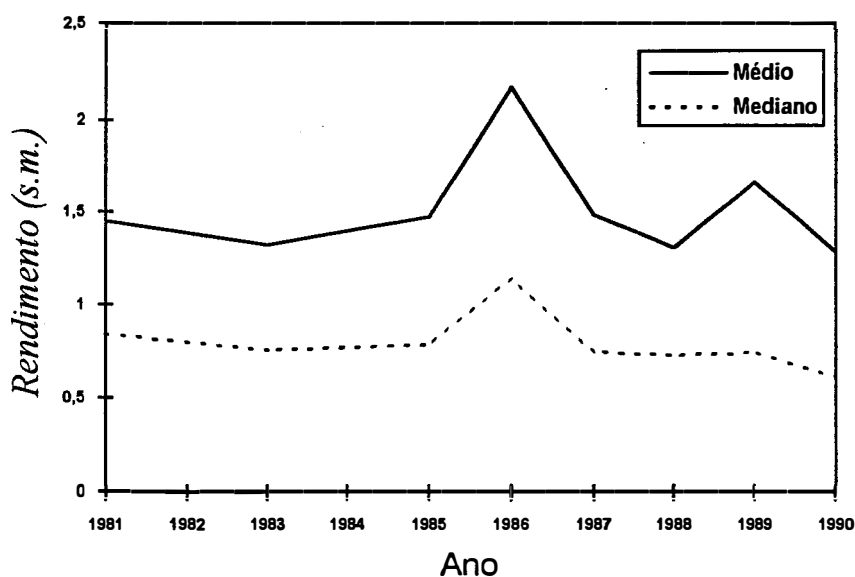


Figura 8 - Brasil: evolução dos rendimentos médio e mediano - 1981/1990 (valores em salários mínimos de agosto de 1980, utilizando como deflator o INPC/IBGE)

Entre 1981 e 1983 reduz-se tanto o rendimento médio como o rendimento mediano, no Brasil e regiões consideradas. Em termos médios, esse decréscimo é de cerca de 12% quanto aos rendimentos médios, e de aproximadamente 19% em relação aos rendimentos medianos. Essa redução é coerente com a recessão econômica geral desse período, e o fato de não ter sido mais acentuada parece estar relacionado ao crescimento da produção agrícola (de cerca de 7%), na mesma época. Em 1985 os valores médios dos rendimentos médio e mediano apresentam alguma recuperação, provavelmente em decorrência da grande expansão da agricultura ocorrida entre 1984 e 1985. Esse crescimento é maior no Centro-Oeste, Sul e São Paulo, intermediário no Sudeste, e muito pequeno (ou mesmo inexistente) no Nordeste. Para tal comportamento, pode ter contribuído a longa seca no final de 1985, afetando de forma diferenciada as regiões agrícolas brasileiras. Verifica-se que o valor do rendimento médio em 1985 é superior ao de 1981, no Brasil e regiões, exceto no Nordeste. Registra-se também que

neste ano, assim como em 1981, é a região Sul que apresenta o maior valor de rendimento, tanto médio como mediano, seguida por São Paulo e o Centro-Oeste, enquanto no Nordeste ocorrem os menores valores.

De setembro de 1985 a setembro de 1986 ocorre um extraordinário crescimento do rendimento real, médio e mediano (de cerca de 50%, em termos médios). Esse aumento reflete os efeitos efêmeros do Plano Cruzado, o qual propicia grande crescimento econômico geral e expansão de investimentos agrícolas. Segundo HOFFMANN (1992b), o Plano Cruzado teve, a curto prazo, relevantes efeitos positivos sobre a distribuição da renda no setor agrícola brasileiro. Esse setor foi favorecido pelo crescimento geral da demanda por produtos agrícolas. Também o grande crescimento da oferta de emprego no setor urbano (conseqüência, em maior parte, da criação de muitas pequenas empresas), reduz a oferta de mão-de-obra na agricultura, e permite que os trabalhadores rurais obtenham rendimentos mais elevados. Confirma-se, pela tabela 1, que de 1985 a 1986 ocorre efetivamente redução no número de pessoas economicamente ativas no setor agrícola.

Entretanto, esse comportamento favorável se reverte em seguida, já em 1987. A redução do rendimento médio, no Brasil e regiões (em termos médios), é de cerca de 30% entre 1986 e 1989, acentuando-se muito se mensurada entre 1986 e 1990 (cerca de 70%). Esse comportamento reflete a aceleração do processo inflacionário, que em conjunto com a política salarial oficial restritiva contribuem para a queda do valor real dos rendimentos do trabalho no país. Em 1990 o valor do rendimento médio encontra-se em patamar inferior ao de 1981, tanto no Brasil como nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste, e apenas em São Paulo e Centro-Oeste supera os valores de 1981. De forma geral, entre 1987 e 1990, observa-se um grande crescimento do rendimento médio em 1989, seguido de grande redução em 1990, de tal forma que, exceto por São Paulo e região Centro-Oeste, o rendimento médio desse último ano caracteriza-se por assumir o menor valor em todo o período analisado (1981-1990)¹¹¹. O crescimento do rendimento médio em 1989 pode refletir o valor do PIB total da agricultura desse ano.

¹¹¹ Os resultados obtidos por HOFFMANN (1992b), considerando a distribuição da renda entre pessoas ocupadas na agricultura (1976-1990), são consistentes com os valores obtidos nesta pesquisa.

Esse índice apresenta em 1989 seu maior valor no período em estudo (1981-1990), correspondente a 133,17 (Conjuntura Econômica, jan. 1993, p. 58) enquanto, simultaneamente, ocorre pequena recuperação do índice de preços reais recebidos pelos produtores, para produtos de mercado interno (REZENDE & GOLDIN, 1993), e mantem-se praticamente estável o valor real do salário mínimo (conforme tabela A8.1 do Apêndice 8). Ressalta-se, entretanto, que o aumento do rendimento médio em 1989 ocorre no país em geral (e não apenas no setor agrícola), de tal forma que este não pode ser analisado apenas sob aspectos ligados ao setor agrícola. Segundo HOFFMANN (1992a), “Setembro de 1989 corresponde a um período de campanha eleitoral, o que pode ajudar a explicar o crescimento de quase 19% no rendimento real por pessoa economicamente ativa no Brasil entre setembro de 1988 e setembro de 1989, em contraste com um crescimento de apenas 1,2% no PIB *per capita* de 1988 para 1989”. Observa-se, pois, que o comportamento instável e com tendência decrescente do rendimento médio (e mediano), a partir de 1987, ratifica a afirmação de REZENDE (1992) de que o setor agrícola torna-se o maior prejudicado pelo processo inflacionário, e da incapacidade do governo de combatê-lo, particularmente após 1986, e do decorrente grande crescimento do risco na agricultura.

3.3. Evolução da pobreza absoluta

Para descrever a evolução da pobreza absoluta entre as pessoas economicamente ativas ocupadas na agricultura brasileira de 1981 a 1990, são apresentados nas tabelas 21 e 22 os valores de alguns indicadores de pobreza obtidos adotando-se uma linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980 (mantendo-se constante o valor real da linha de pobreza, usando como deflator o INPC).

Esses indicadores referem-se à distribuição das pessoas segundo a renda individual mensal de todos os trabalhos. A opção por se analisar a pobreza nestes termos é feita com o intuito de homogeneizar este estudo com o referente à desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura, de forma a melhor refletir a situação da desigualdade do mercado de trabalho rural. É preciso registrar, entretanto, que para avaliar situações de pobreza, condições de vida e bem-estar das pessoas, o mais apropriado seria usar as distribuições das pessoas de acordo com o rendimento familiar *per capita*. Isto porque é a família a unidade de consumo relevante, e não as pessoas individualmente. Dessa maneira, ignora-se na presente análise o papel redistributivo desempenhado pela família.

Na tabela 21 registram-se os valores da proporção de pobres (H), no Brasil e nas cinco regiões definidas neste estudo, e na tabela 22 os valores do índice de pobreza de Sen (P).

Tabela 21 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: Proporção de pobres (*H*), adotando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo de agosto de 1980⁽²⁾.

ANO	Brasil ⁽³⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽⁴⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	0,567	0,383	0,404	0,597	0,418	0,697
1983	0,692	0,567	0,567	0,717	0,558	0,812
1985	0,656	0,390	0,455	0,661	0,464	0,816
1986	0,443	0,200	0,306	0,383	0,189	0,610
1987	0,647	0,340	0,518	0,656	0,444	0,800
1988	0,694	0,459	0,549	0,688	0,586	0,816
1989	0,635	0,394	0,496	0,633	0,467	0,768
1990	0,704	0,475	0,572	0,732	0,527	0,823

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

(2) O valor real da linha de pobreza é mantido constante, usando como deflator o INPC

(3) Exclui a Região Norte

(4) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela 22 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: Índice de Sen (*P*), adotando uma linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980⁽²⁾.

ANO	Brasil ⁽³⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽⁴⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	0,320	0,147	0,207	0,292	0,199	0,436
1983	0,394	0,240	0,300	0,373	0,247	0,521
1985	0,377	0,150	0,224	0,330	0,187	0,519
1986	0,214	0,072	0,132	0,141	0,062	0,325
1987	0,385	0,133	0,278	0,343	0,195	0,527
1988	0,435	0,181	0,306	0,393	0,297	0,562
1989	0,378	0,154	0,271	0,321	0,208	0,505
1990	0,443	0,217	0,330	0,430	0,265	0,563

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

(2) O valor real da linha de pobreza é mantido constante, usando como deflator o INPC

(3) Exclui a Região Norte

(4) Exclui o Estado de São Paulo

A análise descritiva da evolução dessas medidas mostra, sem ambigüidade, que ocorre aumento da pobreza entre as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro de 1981 a 1990.¹¹² Esse aumento também é constatado nas cinco regiões geográficas consideradas

¹¹² Os resultados obtidos por HOFFMANN (1992b) também indicam que ocorreu aumento da pobreza absoluta entre as pessoas ocupadas no setor agropecuário brasileiro, de 1981 a 1990. Segundo esse autor, os indicadores são um pouco menos desfavoráveis quando considerada a distribuição das pessoas conforme seu rendimento familiar *per capita*. BARROS & MENDONÇA (1992) mostram, com base na distribuição das pessoas economicamente ativas no Brasil (rural e urbano), de acordo com sua renda pessoal positiva, que a pobreza piorou ao longo da década de 80. ROCHA (1992), trabalhando com a distribuição das pessoas segundo a renda familiar *per capita* nas nove grandes regiões metropolitanas do país, constata que a pobreza, em sete das nove regiões, diminui ao longo dos anos 80, conforme a proporção de pobres. Entretanto, registra a autora que não ocorrem progressos significativos em termos da redução da pobreza enquanto insuficiência de renda, no período 1981-1990.

neste trabalho.¹¹³ O aumento da pobreza absoluta associa-se ao crescimento geral da desigualdade de rendimentos pessoais, e à redução do rendimento médio. Em 1990 o rendimento médio no setor rural do Brasil, e nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste encontra-se em nível inferior ao registrado em 1981. A figura 9 mostra a evolução da proporção de pobres no Brasil e regiões, de 1981 a 1990.

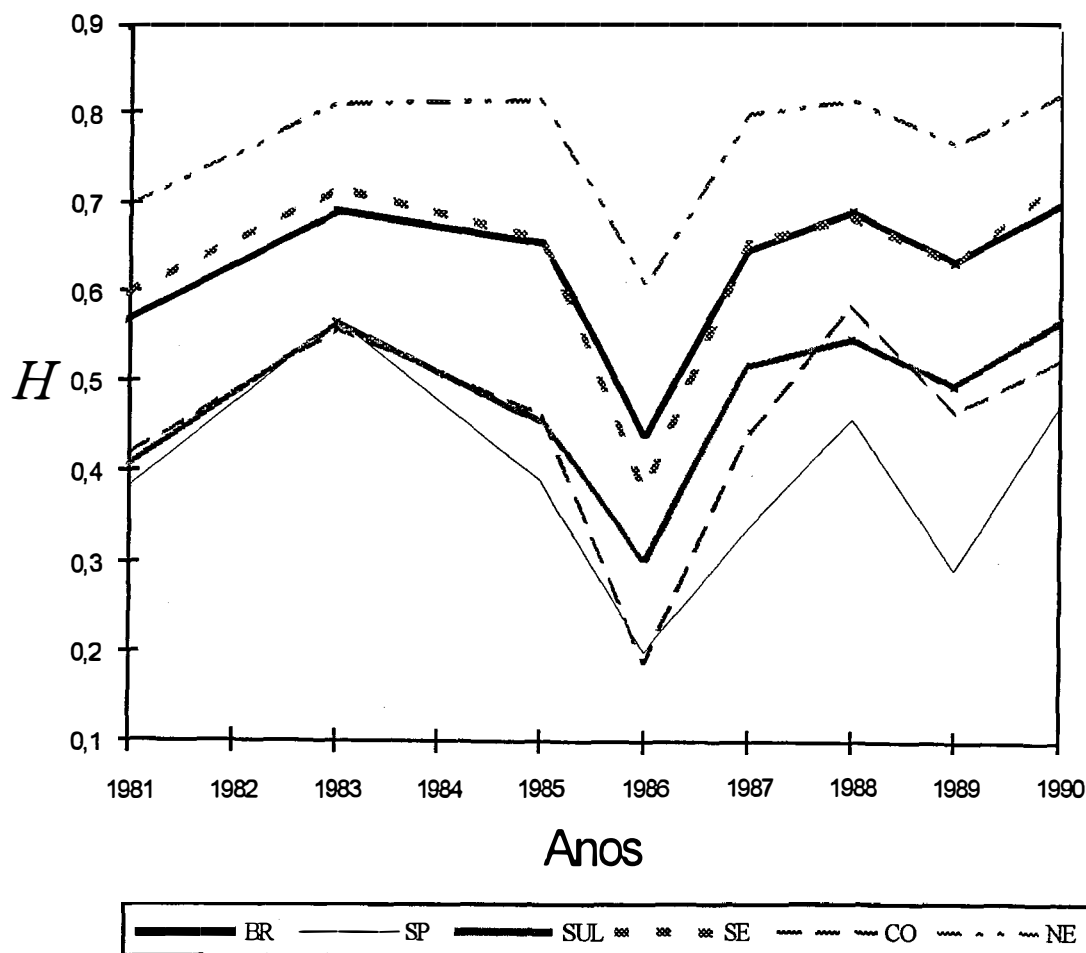


Figura 9 - Brasil e regiões: 1981 a 1990

Proporção de pobres (H), adotando uma linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980.

¹¹³ ROMÃO (1991) verifica que ocorre aumento da proporção de pobres no Brasil (rural e urbano), entre 1980 e 1988, e também nas regiões Centro-Oeste, Norte, Nordeste, Sudeste e Sul, trabalhando com a distribuição das pessoas com 10 anos ou mais, conforme a renda pessoal positiva.

No período 1981-1983, em que ocorre redução média de cerca de 12% no rendimento médio (no Brasil e nas regiões), paralelamente à recessão econômica geral que caracteriza esse período, as medidas de pobreza aumentam e atingem um pico em 1983. Em 1985 observa-se ter havido alguma recuperação no rendimento médio e redução das medidas de pobreza absoluta, simultaneamente a um período de retomada do crescimento econômico geral, e grande expansão agrícola (exceto no Nordeste, em que o rendimento médio se mantém praticamente constante de 1983 a 1985, enquanto aumenta ligeiramente a proporção de pobres e pouco se reduz o índice de pobreza de Sen). Entretanto, os indicadores de pobreza em 1985 situam-se, em termos gerais, em patamares superiores aos registrados em 1981, no país e em suas regiões.

Em decorrência, de 1981 a 1985, constata-se uma tendência geral de crescimento da pobreza, exceto no Centro-Oeste. Nesta região, enquanto aumenta a proporção de pobres, reduz-se o valor do índice de Sen. O comportamento diferenciado dessa região quanto ao crescimento da pobreza nesse período é explicado por ser o índice de pobreza de Sen (P) sensível não apenas à extensão da pobreza, como o é a proporção de pobres (H), mas também à intensidade da pobreza (ou seja, ao hiato entre a renda média dos pobres e a linha de pobreza). Observa-se que de 1981 a 1985 o crescimento do rendimento médio no Centro-Oeste foi mais acentuado do que nas demais regiões e no país como um todo,¹¹⁴ o que justifica a redução no índice de Sen. À parte essa exceção, o aumento da pobreza ocorre no Brasil e em todas as regiões estudadas, apesar do rendimento médio em 1985 ser superior ao de 1981 (exceto para o Nordeste), em função do crescimento da desigualdade.

Em 1986 verifica-se grande contração no valor das medidas de pobreza, em todo o setor rural do Brasil, simultaneamente ao extraordinário crescimento do rendimento médio e redução da desigualdade (apesar de São Paulo e região Sudeste apresentarem crescimento nos índices de desigualdade). Esse desempenho confirma

¹¹⁴ De 1981 a 1985, o crescimento do rendimento médio foi de 16,67% no Centro-Oeste, de 13,17% na região Sul, de 6,99% no Sudeste, e de 6,86% em São Paulo. No Nordeste, entretanto, reduz-se de 12,37%. Para o Brasil em geral, esse crescimento foi de apenas 2,38%.

observações anteriores de que o Plano Cruzado teve, no curto prazo, efeitos positivos importantes sobre a distribuição pessoal de renda no setor agrícola brasileiro.

Entretanto, 1986 é uma exceção na série histórica em análise, pois os indicadores de pobreza crescem já a partir de 1987, de tal forma que em 1988 seus valores superam os de 1985. Embora em 1989 registre-se alguma redução nos índices de pobreza, relativamente aos valores de 1988, essa redução é pouco expressiva frente ao substancial aumento do rendimento médio, em função do crescimento da desigualdade. Já o ano de 1990 apresenta-se como aquele em que é maior a incidência de pobreza em todo o período de análise, tanto em nível geral como para as regiões Nordeste, Sudeste e Sul. Em São Paulo os índices são mais elevados em 1983, e na região Centro-Oeste eles são mais elevados em 1988.

Pelo exposto constata-se que no período 1985-1990, em que a pobreza volta a crescer a partir de 1987, ocorre aumento da desigualdade e redução do rendimento médio no setor rural do Brasil, e nas regiões do país; paralelamente à intensificação do processo inflacionário, e ao fracasso dos sucessivos planos de estabilização adotados.

Entre as regiões, é no Nordeste 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 vezes 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 de no máximo 1 salário mínimo, no Nordeste essa proporção é de 82,3%. Há uma distinção, entretanto, entre as características da pobreza nessas regiões. A pobreza rural no Nordeste é claramente associada às precárias condições da pequena produção, embora o número de assalariados não seja desprezível nessa região. Em São Paulo, e regiões Sudeste e Centro-Oeste, o fator que mais contribui para a pobreza rural é o baixo nível dos salários (LEONE, 1994). Tal diferenciação reflete a presença dos dois tipos básicos de agricultura no país: a presença marcante da empresa capitalista, com elevada participação dos empregados assalariados na ocupação total, em São Paulo e regiões Sudeste e Centro-Oeste; e a agricultura com peso maior da produção familiar, no

Sul e Nordeste, embora com grandes diferenças em termos de nível técnico de produção entre essas duas regiões.

No Apêndice 1 as tabelas A1.9, A1.10 e A1.11 mostram os valores e a evolução temporal das medidas de pobreza, considerando uma linha de pobreza igual a 0,5 salário mínimo de agosto de 1980. A análise dessas tabelas evidencia a condição de miséria absoluta de parte das pessoas economicamente ativas ocupadas no setor agrícola brasileiro, conforme a renda individual do trabalho. Não se trata apenas de ter mais um indicador de pobreza, e sim de extrema pobreza, dado que o valor correspondente a uma renda individual mensal de 0,5 salário mínimo é absolutamente insuficiente para o atendimento das necessidades básicas para uma vida razoavelmente digna (mesmo considerando que, em termos reais, o salário mínimo de 1980 é o maior em toda a série histórica 1981-1990).¹¹⁵ Observa-se que de 1981 a 1990 aumenta a miséria na agricultura brasileira, conforme indicam os valores da proporção de pobres e do índice de pobreza de Sen. Novamente no Nordeste encontram-se os piores indicadores, pois enquanto em São Paulo, em 1990, há 7,9% de pessoas recebendo até 0,5 salário mínimo, essa proporção é de 48,4% naquela região.¹¹⁶

É preciso ressaltar que, em função de ter ocorrido alguma redução no tamanho médio das famílias,¹¹⁷ a evolução da pobreza no período 1981-1990 é um pouco menos desfavorável se a análise for efetuada considerando-se a distribuição da

¹¹⁵ Ver SILVA, A. B. de O. et alii (1993, pg. 16).

¹¹⁶ As pesquisas de ROMÃO (1993) confirmam essa situação. Esse autor, em estudo sobre medidas agregadas de pobreza absoluta, decompõe alguns índices de pobreza para captar a contribuição de cada região na medida global para o Brasil (rural e urbano), em 1988. Constata a preponderância das regiões Nordeste e Sudeste (inclusive São Paulo) na formação dos índices nacionais, em função da importância quantitativa dos próprios índices locais, bem como pela influência das ponderações utilizadas. Seu estudo tem como base o rendimento das pessoas com 10 anos ou mais, no Brasil (rural e urbano), com rendas positivas, da PNAD de 88. Salienta-se que, em 1990, o Nordeste detém 54,6% dos pobres do país, e o Sudeste (inclusive SP) 25,2%. E, dos pobres do Nordeste, 63,2% estão na área rural, enquanto que do Sudeste, apenas 17,1% (LEONE, 1994, p. 45)

¹¹⁷ Considerando as pessoas ocupadas na agricultura, com 15 anos ou mais, que trabalham 20 horas ou mais por semana, classificadas conforme seu rendimento familiar *per capita*, a distribuição do número médio de componentes da família, por região, apresenta os seguintes valores médios, em 1981 e 1990, respectivamente: em São Paulo (5,24 e 4,61); na região Sul (5,12 e 4,42); na região Sudeste (5,47 e 4,99); na região Centro-Oeste (5,33 e 4,54) e na região Nordeste (5,57 e 5,32).

renda entre todas as pessoas de famílias diretamente dependentes da atividade agrícola, classificadas conforme seu rendimento familiar *per capita*.

Entretanto, a pobreza no setor agrícola do Brasil e regiões também aumenta entre 1981 e 1990, considerando-se as pessoas ocupadas na agricultura conforme o seu rendimento familiar *per capita*, seja a mensuração feita pela proporção de pobres (*H*) ou pelo índice de pobreza de Sen (*P*),¹¹⁸ como pode ser constatado pelos valores da tabela A2.2 no Apêndice 2 (exceto na região Centro-Oeste em que ocorre alguma redução)¹¹⁹. Verifica-se que o valor real médio do rendimento familiar *per capita*¹²⁰ dessas pessoas também se reduz no período, no Brasil e regiões Sul, Sudeste e Nordeste, e aumenta em São Paulo e região Centro-Oeste, conforme tendência observada na tabela 19 quanto à evolução do valor real médio do rendimento individual das pessoas ocupadas no setor agrícola brasileiro. O que se destaca, entretanto, é que essa redução (ou aumento) do valor real médio do rendimento familiar *per capita* é proporcionalmente menor (ou maior) do que a variação que ocorre para os rendimentos individuais no mesmo período. Ou seja, enquanto o rendimento real médio por pessoa ocupada na agricultura brasileira diminui de 1,45 em 1981 para 1,28 em 1990, sofrendo uma redução de 11,72%, o valor real médio do rendimento familiar *per capita* reduz-se apenas 3,7%, passando de 0,54 em 1981 para 0,52 em 1990. O mesmo comportamento é registrado nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste, como pode ser constatado pela comparação dos valores das tabelas 19 e A2.2. Em São Paulo o crescimento percentual do valor real médio do rendimento familiar *per capita* no período é de 30,95% (e no Centro-Oeste de 40%), enquanto esse percentual é bem menor com relação ao valor real médio do rendimento individual, que é de 16,17% (sendo esse percentual de 19,35% na região Centro-Oeste).

¹¹⁸ Adotando uma linha de pobreza igual a 0,5 salário mínimo de agosto de 1980, usando como deflator o INPC do IBGE.

¹¹⁹ Os valores desses índices de pobreza (*H* e *P*) são calculados com base na amostra apresentada na tabela A2.1 do Apêndice 2, considerando as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, em 1981 e 1990, com 15 anos ou mais de idade, que trabalham 20 horas ou mais por semana, conforme rendimento familiar *per capita*.

¹²⁰ Em salários mínimos de agosto de 1980, adotando o INPC do IBGE como deflator.

Observa-se, adicionalmente, que essa deterioração do quadro de pobreza na agricultura brasileira, de 1981 a 1990, foi em parte abrandada por mudanças sócio-econômicas ocorridas no período, como a queda na taxa de natalidade. E também em decorrência de alguma melhora nas condições de saneamento básico, apesar das restrições financeiras e operacionais enfrentadas pelo setor público no período (conforme ROCHA, 1992). Dessa forma, embora o salário monetário tenha caído, os salários indiretos e sociais melhoraram nos anos 80. Tanto que, quando se consideram indicadores de pobreza baseados em certas características dos domicílios (como existência ou não de água canalizada, instalações sanitárias, energia elétrica, e posse de alguns eletrodomésticos como geladeira), verifica-se que houve melhoras significativas ao longo dos anos 80 [Conforme pode ser visto nos trabalhos de KAGEYAMA & REHDER (1993), LEONE (1994) e KAGEYAMA (1995)]. O mesmo se constata ao analisar indicadores de saúde, nutrição e educação, como os resultados apresentados no relatório PERFIL Estatístico de Crianças e Mães no Brasil - IBGE (1992), publicados parcialmente pela Folha de São Paulo (em 15/05/1992), com base em pesquisa realizada de junho a setembro de 1989 no país. Segundo esse relatório, entretanto, há uma “realidade perversa”, na qual a “população mais exposta aos riscos de saúde, devido à sua precária condição socioeconômica, tem sido menos beneficiada pelos programas, ações e serviços de saúde”. O perfil traçado por esse relatório detecta, inclusive, a acentuação das diferenças regionais entre o Norte/Nordeste, e o Sudeste/Sul/Centro-Oeste. Tais diferenças regionais também estão documentadas no relatório CRIANÇAS e adolescentes, do IBGE (1992), e adicionalmente no relatório que o Brasil apresentou na Cúpula Mundial sobre Desenvolvimento Social, na Dinamarca, em março de 1995 (ROSSI, 1995 e Relatório Nacional Brasileiro, 1995).

3.4. Relação entre Renda Média, Pobreza absoluta e desigualdade da distribuição da renda

A análise descritiva da evolução das medidas de desigualdade, pobreza e rendimento médio, associadas à distribuição da renda entre pessoas ocupadas no setor rural brasileiro, conforme a renda mensal individual do trabalho indica que:

- a) considerando-se os extremos dos 9 anos abrangidos pelo período em estudo (1981-1990), o aumento da pobreza associa-se ao crescimento geral da desigualdade e à redução do rendimento médio (exceto nas regiões rurais de São Paulo e Centro-Oeste, em que, apesar da recessão de 1990, o rendimento médio neste ano é maior do que o registrado em 1981). O ano de 1990 registra indicadores de pobreza e desigualdade superiores aos do ano já recessivo de 1981, bem como queda no rendimento médio, no Brasil e na maior parte das regiões geográficas do país. Essa situação é mostrada nas figuras 10 e 11.

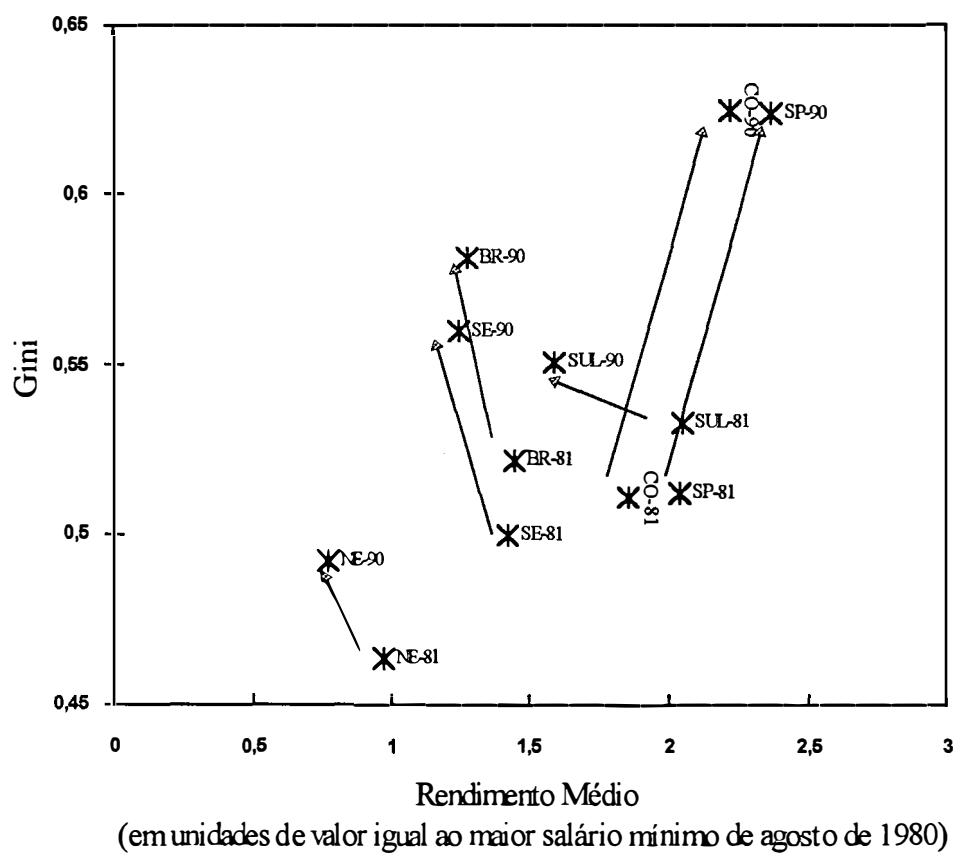


Figura 10. Tendências das modificações na desigualdade (G) e rendimento médio, entre 1981 e 1990: distribuição da renda entre pessoas ocupadas na agricultura, Brasil e regiões.

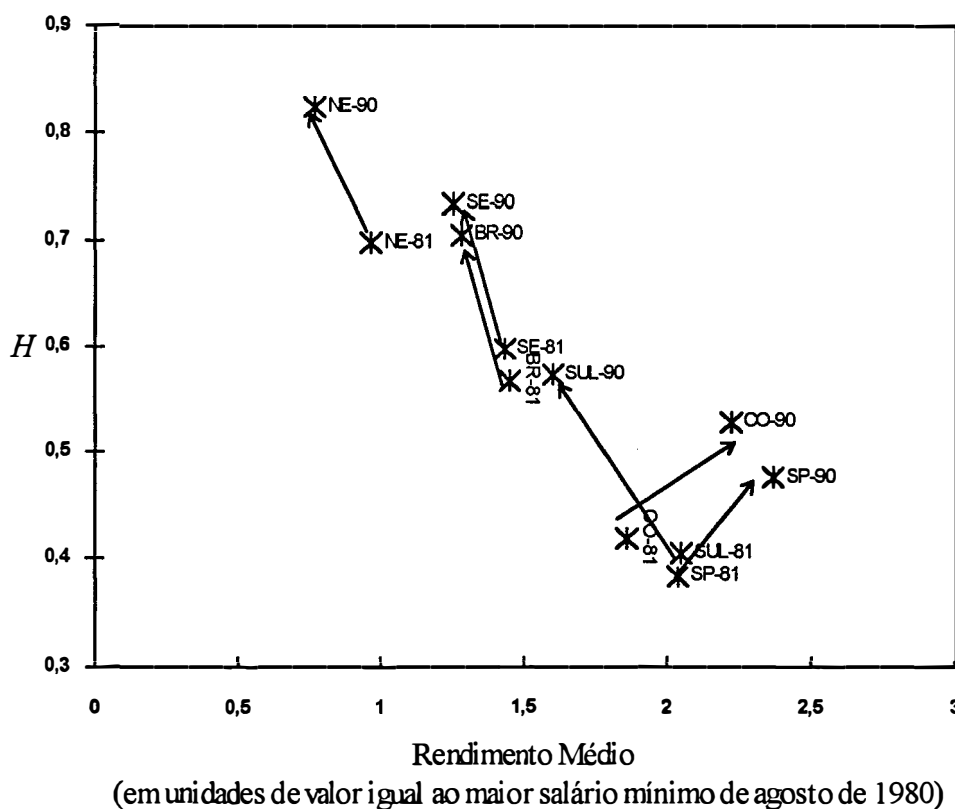


Figura 11. Tendências das modificações na proporção de pobres (H) e rendimento médio, entre 1981 e 1990: distribuição da renda entre pessoas ocupadas na agricultura, Brasil e regiões.

- b) que esse comportamento também caracteriza de forma geral o período 1985-1990, excetuando-se o ano atípico de 1986, em que o grande aumento do rendimento médio propicia redução da pobreza, enquanto reduz-se a desigualdade de rendimentos. Em 1986 são registrados os menores valores dos índices de pobreza, no Brasil e regiões, nos 8 anos do período estudado.
- c) que em São Paulo e região Sudeste o crescimento extraordinário do rendimento médio, em 1986, associa-se à diminuição da pobreza, apesar da concentração de rendimentos ter piorado. O aumento da desigualdade em São Paulo e região Sudeste em 1986, paralelamente ao crescimento do rendimento médio, parece

refletir a nítida relação inversa entre inflação e os preços relativos agrícolas que ocorre no Brasil após 1986, detectada por REZENDE (1992). Segundo esse autor, em períodos de queda da inflação ocorre uma corrida para os estoques agrícolas, com conseqüente elevação dos preços agrícolas, sendo que movimento inverso se registra em períodos de aceleração inflacionária. Destaca em sua análise o que ocorre com o preço do boi gordo, em que os movimentos alternados de queda e alta da inflação após 1986 fazem desaparecer o antigo ciclo pecuário. Como grande parte dos grandes empresários rurais pecuaristas se concentra em São Paulo e Minas Gerais, é possível que simultaneamente à queda da inflação o rendimento desses grandes proprietários rurais tenha sofrido crescimento acentuado, e contribuído para o crescimento da desigualdade de rendimentos pessoais nessas regiões.¹²¹

d) e que de 1981 a 1985, apesar de ter ocorrido aumento no rendimento médio, o crescimento da desigualdade pode ter contribuído para o aumento da pobreza absoluta (exceto no Centro-Oeste, em que os índices indicam ter havido redução da pobreza).

Verifica-se dessas observações empíricas que existe uma associação muito próxima entre o comportamento da desigualdade, pobreza e rendimento médio, no setor rural brasileiro. Esse relacionamento é coerente com resultados de vários trabalhos sobre distribuição da renda no Brasil, em que as regressões que estimam a relação funcional entre medidas de pobreza (representadas pela proporção de pobres ou índice de pobreza de Sen) e medidas de desigualdade (representadas pelo índice de Gini) e o rendimento médio, apresentam coeficientes de determinação altos, geralmente superiores a 90%.¹²² Esses estudos indicam que no caso brasileiro, em que a distribuição de rendimentos

¹²¹ Conclusão semelhante é obtida por HOFFMANN & SCAMPINI (1995), em análise da distribuição de renda entre as pessoas ocupadas no setor agrícola de Minas Gerais.

¹²² Ver os trabalhos de HOFFMANN (1990a, 1992a, 1992b, 1992c, 1994a, 1994b, 1994d, 1995).

apresenta-se muito próxima de uma distribuição log-normal, a proporção de pobres (H) e o índice de pobreza de Sen (P) são funções crescentes do índice de Gini (G), e decrescentes em relação ao rendimento médio (HOFFMANN, 1995). Segundo esse mesmo autor, fixada uma linha de pobreza, uma medida de pobreza absoluta não é, necessariamente, uma função decrescente do rendimento médio e crescente da desigualdade de uma dada distribuição da renda. Por exemplo, se ocorrerem transferências regressivas de rendas entre pessoas que estão acima da linha de pobreza, de tal forma que a pessoa cuja renda é reduzida não se torne pobre, estas produzirão aumento da desigualdade sem afetar as medidas de pobreza absoluta e a renda média. Porém, limitando o tipo de distribuição da renda a uma forma log-normal, demonstra que a relação entre um índice de pobreza e o rendimento médio é uma curva decrescente e convexa, semelhante a um arco de hipérbole ou parte de um arco de parábola. E, para esse mesmo tipo de distribuição, constata que a relação entre um índice de pobreza e um índice de desigualdade, no intervalo relevante para análise, é praticamente linear ou é uma curva convexa crescente, semelhante ao arco de uma parábola. Como esse autor observa em suas pesquisas a existência de certa estabilidade na forma da distribuição da renda no Brasil, e em suas regiões, ao longo do tempo (a qual permanece semelhante a uma distribuição log-normal), este fato leva-o a admitir e comprovar empiricamente a existência de uma relação funcional quase exata entre uma medida de pobreza absoluta, o rendimento médio e a desigualdade da distribuição de rendimentos no país.

Com base nesses estudos desenvolvidos por HOFFMANN (1995), procura-se estabelecer a relação estatística entre medidas de pobreza (P ou H), a renda média (m) e a desigualdade da renda (G) no setor rural brasileiro e nas diferentes regiões geográficas em estudo, de 1981 a 1990. São escolhidos modelos que expressem a forma esperada da relação funcional entre pobreza, desigualdade e renda média, tomando-se como variável dependente H ou P (adotando-se uma linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de 1980, conforme descrito em seções anteriores).¹²³ Os modelos utilizados para

¹²³ Também são ajustados esses mesmos modelos considerando-se os valores de H e P para uma linha de pobreza de 0,5 salário mínimo de agosto de 1980. Os resultados obtidos são consistentes com aqueles conseguidos para uma linha de pobreza igual a 1 s. m. de agosto de 1980.

determinar as possíveis formas para a relação funcional entre pobreza, renda média e desigualdade estão registrados no Apêndice 3.

As equações ajustadas para explicar as variações da pobreza (medida por H ou P), em função da renda média (m) e da desigualdade (medida por G), têm como base os valores das tabelas 13, 19, 21 e 22. Esses ajustes são feitos tanto para o Brasil como para as regiões do país, considerando os valores de H (ou P), m e G nos 8 anos do período.

A melhor equação ajustada com P como variável dependente, tanto para o Brasil, como nas diferentes regiões, é a correspondente ao modelo $P = \alpha_0 + \alpha_1 (1/m) + \alpha_2 G + u$, onde u representa o erro, com as propriedades usuais. Apesar da simplicidade desse modelo, essas equações ajustadas explicam mais de 98% das variações no índice de pobreza de Sen no período, evidenciando como a pobreza absoluta varia inversamente com o rendimento médio, e de forma direta com a desigualdade da distribuição. Ressalta-se que todos os coeficientes de regressão, em todos os ajustes feitos, são significativos ao nível de 1%. A tabela 23 mostra as equações ajustadas, os valores de t para cada coeficiente, e o correspondente coeficiente de determinação (R^2).

Tabela 23 - Melhor equação ajustada para explicar as variações de P (com linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980) em função de m e G : Brasil e regiões, de 1981 a 1990.

Local	Equação ajustada ⁽¹⁾	Coef. de Determinação (R^2), em %
Brasil	$P = -0,7828 + 0,6556(1/m) + 1,2423G$ (-13,883) (28,308) (13,587)	99,45
São Paulo	$P = -0,7281 + 0,7638(1/m) + 0,9975G$ (-12,745) (18,639) (11,867)	98,64
Reg. Sul	$P = -1,0015 + 0,7215(1/m) + 1,6026G$ (-9,416) (21,091) (9,020)	98,90
Reg. Sudeste	$P = -0,8163 + 0,7479(1/m) + 1,1769G$ (-7,342) (21,051) (6,772)	98,99
Reg. C.-Oeste	$P = -0,7644 + 0,7635(1/m) + 1,0866G$ (-14,326) (18,198) (15,520)	98,69
Reg. Nordeste	$P = -0,4717 + 0,4078(1/m) + 1,0433G$ (-11,919) (24,538) (13,201)	99,48

(1) Valores do teste t , entre parênteses, abaixo dos coeficientes das equações. Todos os valores de t são significativos ao nível de 1%.

Admitindo a proporção de pobres (H) como variável dependente, a melhor equação obtida também é a correspondente ao modelo $H = \alpha_0 + \alpha_1(1/m) + \alpha_2G + u$, para o Brasil, São Paulo e regiões Sul e Centro-Oeste. Para as regiões Nordeste e Sudeste, a melhor equação é associada a um modelo também bem simples, expresso por $H = \alpha_0 + \alpha_1m + \alpha_2G + u$. Essas equações explicam mais de 94% das variações na proporção de pobres no período, e confirmam a relação negativa entre nível de pobreza e rendimento médio, e a relação positiva entre pobreza e desigualdade. As equações ajustadas, nesse caso, estão na tabela 24.

Tabela 24 - Melhor equação ajustada para explicar as variações de H (com linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980) em função de m e G : Brasil e regiões, de 1981 a 1990.

Local	Equação ajustada ⁽¹⁾	Coef. de Determinação (R^2), em %
Brasil	$H = -0,6300 + 0,7833(1/m) + 1,2819G$ (- 3,180) (9,628) (3,991)	95,24
São Paulo	$H = -1,1991 + 1,6092(1/m) + 1,6080G$ (-7,602) (14,223) (6,928)	97,59
Reg. Sul	$H = -0,2737 + 1,0358(1/m) + 2,2084G$ (- 6,017) (15,196) (6,239)	97,90
Reg. Sudeste	$H = 0,3689 - 0,2691m + 1,2567G$ (2,334) (-14,397) (3,997)	97,93
Reg. C.-Oeste	$H = -1,1953 + 1,3400(1/m) + 1,8153G$ (- 8,59) (12,246) (9,942)	97,07
Reg. Nordeste	$H = 0,8121 - 0,4259m + 0,7060G$ (5,712) (-8,003) (2,895)	94,80

(1) Valores do teste t , entre parênteses, abaixo dos coeficientes das equações. Os valores de t são significativos ao nível de 1%. (exceto para as estimativas de α_0 , no Brasil e Sudeste, significativos a 2% e 7% respectivamente).

As tabelas 23 e 24 mostram que existe uma relação muito estreita entre as medidas de pobreza e a desigualdade e a renda média da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas no setor rural do Brasil e nas diferentes regiões geográficas do país.

Adicionalmente, é possível afirmar que as variações de pobreza absoluta nessa distribuição de rendimentos, no período 1981-1990, estão mais associadas com as variações no rendimento médio do que com as variações na desigualdade da

distribuição,¹²⁴ com exceção da região Nordeste. Para comprovar essa afirmação, apresenta-se as seguintes evidências:

- a) O coeficiente de determinação da regressão de P (ou H) contra m e m^2 é sempre alto, maior do que 80% para o Brasil e regiões Sul, Sudeste e Nordeste, superior a 60% em São Paulo, e maior do que 50% na região Centro-Oeste. Entretanto, o coeficiente de determinação da regressão de P (ou H) contra G e G^2 assume valores baixos, inferiores a 15% para o Brasil, São Paulo, regiões Sul e Centro-Oeste. No Sudeste fica em torno de 48%, e no Nordeste inverte o padrão, pois é sempre superior a 94%. As equações ajustadas e os respectivos valores dos coeficientes de determinação encontram-se no Apêndice 4. Destaca-se que na região Nordeste as variações no grau de pobreza absoluta estão mais associadas com as variações na desigualdade da distribuição do que com as variações no rendimento médio. Esse padrão diferenciado entre pobreza, desigualdade e renda média associa-se ao fato de que, nessa região, o rendimento médio varia muito pouco no período. (O desvio padrão dos rendimentos médios para o Nordeste é muito menor do que nas demais regiões do país, como pode ser visto na tabela 19).
- b) Os valores dos coeficientes de correlação linear simples, entre P (ou H) e m , no Brasil e regiões são negativos e significativos, indicando existir forte associação linear inversa entre pobreza e rendimento médio, inclusive na região Nordeste. Já os valores desses coeficientes, entre H (ou P) e G , não são significativos no Brasil e regiões, exceto no Nordeste (e mesmo neste caso, admitindo-se níveis de significância de 10 ou 17%). Os valores dos coeficientes de correlação entre H (ou P) e m ou G encontram-se no Apêndice 5.

¹²⁴ Esse resultado é consistente com o obtido por HOFFMANN (1992a)

3.5. Perfil da distribuição de rendimentos e da pobreza na agricultura brasileira: 1981-1990

A análise empírica da evolução da distribuição de rendimentos e pobreza entre as pessoas economicamente ativas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, de 1981 a 1990, destaca alguns aspectos relevantes que são discutidos a seguir.

3.5.1. Desigualdade e pobreza na agricultura brasileira: características gerais e comparação com outros países

Em média, a pobreza se amplia e a distribuição de rendimentos pessoais se deteriora, no Brasil e em suas regiões.

Esse resultado reflete, mais uma vez, a histórica desigualdade que caracteriza a distribuição da renda no país, e enfatiza os desequilíbrios regionais existentes com relação à pobreza e desigualdade na agricultura brasileira. Para melhor evidenciar as modificações ocorridas na desigualdade e pobreza entre 1981 e 1990, apresenta-se na tabela 25 um resumo dos principais indicadores utilizados nesse trabalho, tanto para o Brasil como para cada região pesquisada. A seguir, ilustra-se através da figura 12, as modificações na desigualdade de renda conforme o índice de Gini, e com a figura 13 as alterações ocorridas na pobreza absoluta conforme a proporção de pobres (H), para uma linha de pobreza igual ao valor real do maior salário mínimo de agosto de 1980.

Tabela 25 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil⁽¹⁾ e regiões, em 1981 e 1990.

ESTATÍSTICA	BRASIL ⁽²⁾		SÃO PAULO		R. SUL		R. SUDESTE ⁽³⁾		R. C.-OESTE		R. NORDESTE	
	1981	1990	1981	1990	1981	1990	1981	1990	1981	1990	1981	1990
Rendimento médio ⁽⁴⁾	1,45	1,28	2,04	2,37	2,05	1,60	1,43	1,25	1,86	2,22	0,97	0,77
Rendimento mediano ⁽⁴⁾	0,84	0,61	1,10	1,08	1,10	0,90	0,84	0,56	1,05	0,90	0,63	0,54
Índice de Gini	0,522	0,582	0,512	0,624	0,533	0,551	0,500	0,560	0,511	0,625	0,464	0,492
Redundância	0,658	0,907	0,653	1,359	0,637	0,645	0,650	0,762	0,610	1,070	0,519	0,552
Índice de Theil - L	0,507	0,613	0,454	0,693	0,504	0,544	0,432	0,546	0,454	0,696	0,440	0,439
(40 ^o)	12,49	10,71	14,46	10,03	12,02	10,90	14,37	12,38	13,60	9,50	14,12	13,15
(50 ^o)	18,11	15,11	19,63	14,06	17,12	15,67	20,07	16,78	19,14	13,47	20,39	19,21
(10 ^o)	44,15	50,08	46,17	56,75	44,10	45,52	44,19	49,54	44,33	55,88	36,67	39,92
(5 ^o)	33,34	38,99	35,26	46,56	32,54	33,22	34,24	38,08	32,88	44,44	26,53	29,20
(1 ^o)	16,46	19,93	16,59	29,00	15,50	13,49	16,74	17,21	14,61	23,71	13,09	13,31
Proporção de pobres ⁽⁵⁾	0,567	0,704	0,383	0,475	0,404	0,572	0,597	0,732	0,418	0,527	0,697	0,823
Índice de pobreza de Sen ⁽⁵⁾	0,320	0,443	0,147	0,217	0,207	0,330	0,292	0,430	0,199	0,265	0,436	0,563

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

(4) Em unidades de valor real igual ao maior salário mínimo de agosto de 1980, usando como deflator o INPC do IBGE

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

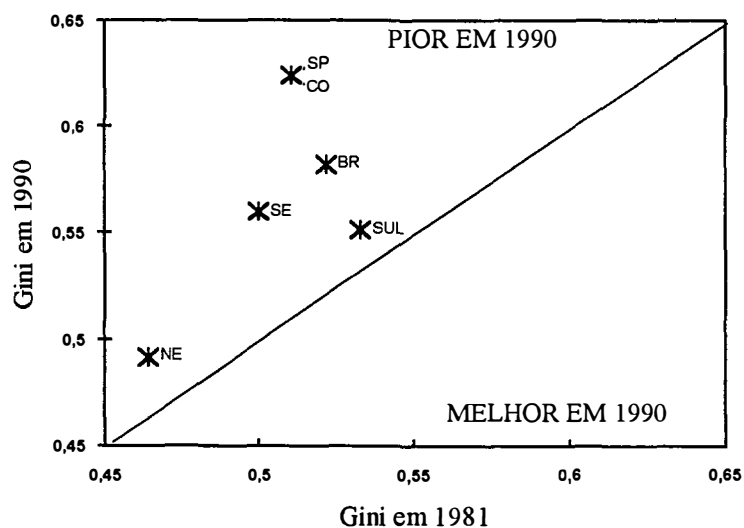


Figura 12 - Alterações na desigualdade da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões: 1981-1990

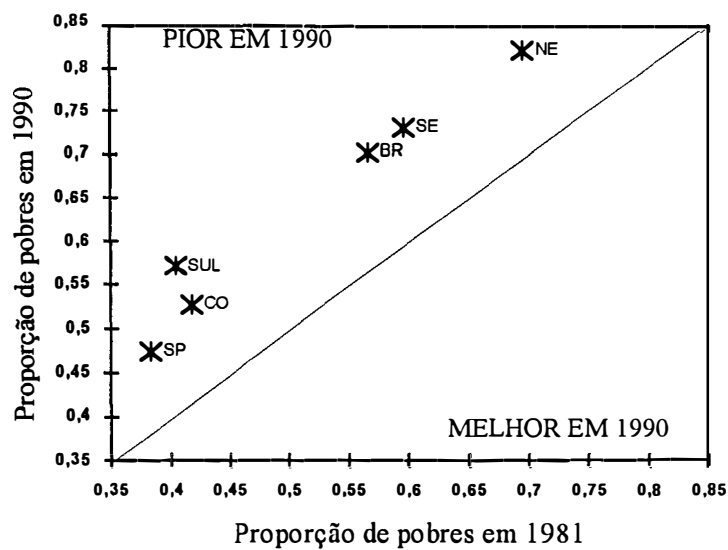


Figura 13 - Alterações na proporção de pobres (H). Distribuição da renda entre pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões: 1981-1990

Entre outros indicadores da tendência de crescimento da desigualdade de rendimentos observa-se que, nos nove anos compreendidos entre 1981 e 1990, a renda dos 10% mais ricos da população economicamente ativa no setor rural brasileiro, que representa 44,15% da renda total em 1981, eleva-se para 50,08% em 1990, ou seja, aumenta em 13,43%. Esse resultado é consistente ao apresentado por LACERDA (1994), ao verificar que os 10% mais ricos da população brasileira (urbana e rural), que ficam com 46,6% da renda total em 1981, representam 53,2% em 1989 (crescendo 14,2% no período). A comparação da magnitude desse índice com a de outros países permite ao citado autor concluir que o grau de concentração da renda da economia brasileira, em 1989, é o mais elevado entre 41 países de diferentes estágios de desenvolvimento, como Bangladesh, Índia, Bélgica e Alemanha, nos quais a renda dos 10% mais ricos situa-se próxima dos 25% da renda total.¹²⁵ Esse fato reforça a perversidade da distribuição de rendimentos no setor rural brasileiro frente à de outros países e permite concluir que o Brasil (inclusive a área rural), mantém-se como uma das regiões com maior desigualdade de rendimentos do mundo, no início dos anos 90.¹²⁶ Essa afirmação é ratificada pela comparação da porcentagem da renda total correspondente aos 20% mais pobres (20⁻) e aos 10% mais ricos (10⁺), da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas no setor agrícola de cada região geográfica brasileira analisada nesta pesquisa, em 1990, com valores equivalentes de alguns países para os quais se tem acesso a dados. Para tanto, basta observar os valores apresentados na tabela 26.

¹²⁵ Segundo LACERDA (1994), o rendimento dos 10% mais ricos da população, em alguns países relacionados, conforme a edição de 1990 do World Development Bank, era a seguinte: Alemanha (23,4%), Bélgica (21,5%), Estados Unidos (25%), Suécia (20,8%); Bangladesh (24,5%), Colômbia (35,8%), Índia (26,7%) e Paquistão (31,3%), entre outros.

¹²⁶ Segundo FALCÃO (1995), pesquisa do Banco Mundial divulgada em 1995, considerando dados de renda de 71 países para o biênio 1988/1989, aponta o Brasil como o país que apresenta a maior concentração de renda do mundo. De acordo com LEITE (1994), o relatório do Banco Mundial de junho de 1994 já apresentava o Brasil como o país com a maior concentração de renda do mundo, por ser o único dos 132 países então analisados em que os 10% mais ricos da população detinham mais de metade da renda (51,3%).

Tabela 26 - Características da distribuição da renda: Países selecionados e algumas regiões geográficas rurais brasileiras.

Regiões do Brasil e Países Selecionados	ANO	20% mais pobres (em %)	10% mais ricos (em %)
Brasil (rural) ⁽¹⁾	90	3,5	50,1
São Paulo	90	4,0	56,7
Sul	90	3,8	45,5
Sudeste	90	4,5	49,5
C.-Oeste	90	3,7	55,9
Nordeste	90	4,3	39,9
Países Selecionados ⁽²⁾			
Bangladesh ^{***}	88-89	9,5	24,6
Índia ^{***}	89-90	8,8	27,1
Sri Lanka ^{**}	85-86	4,9	43,0
Marrocos ^{***}	90-91	6,6	30,5
Guatemala ^{**}	89	2,1	46,6
Peru ^{***}	85-86	4,9	35,4
Colômbia ^{**}	88	4,0	37,1
Jamaica ^{***}	90	6,0	32,6
Costa Rica ^{**}	89	4,0	34,1
Polônia ^{**}	89	9,2	21,6
Venezuela ^{**}	89	4,8	33,2
Brasil ^{**}	90	2,6	48,1
Hungria ^{**}	89	10,9	20,8
Iugoslávia ^{**}	89	5,3	27,4
Espanha [*]	80-81	6,9	24,5
Austrália [*]	85	4,4	25,8
Itália [*]	86	6,8	25,3
França [*]	79	6,3	25,5
Canadá [*]	87	5,7	24,1
Alemanha, RF [*]	84	6,8	23,4
Dinamarca [*]	81	5,4	22,3
EUA [*]	85	4,7	25,0
Japão [*]	79	8,7	22,4

Fonte: (1) Resultados da presente pesquisa.

(2) Relatório sobre o desenvolvimento Mundial (1993), do Banco Mundial (p. 310-311).

* dados classificados por renda familiar

** dados classificados por renda *per capita*

*** dados classificados por despesa *per capita*

A seriedade do quadro de concentração de rendimentos no setor rural brasileiro é reafirmada pelas principais conclusões divulgadas pelo relatório *POVERTY and Income Distribution in Latin America: The story of the 1980's* (1993). Segundo esse estudo, a desigualdade de rendimentos nos anos 80 permanece maior na região da América Latina e Caribe, relativamente a outras áreas do mundo. Ainda de acordo com esse relatório, no decorrer dos anos 80 a desigualdade é pior no Brasil, Guatemala e Honduras, do que em outros países da região. O valor do índice de Gini no Brasil (rural e urbano), entre trabalhadores com renda positiva, é de 0,625 (em 1989).¹²⁷ Destaca-se que, conforme as tabelas 13 e 25, o valor do índice de Gini no setor rural brasileiro no presente estudo, é de 0,614 em 1989, e de 0,582 em 1990, situando-se em patamar muito elevado frente aos demais países da região.¹²⁸

O setor rural brasileiro, além de apresentar índices de desigualdade muito elevados relativamente a padrões mundiais e latino-americanos ostenta, no início dos anos 90, elevado grau de pobreza (e miséria). Os níveis de pobreza absoluta da população rural brasileira são compatíveis aos de países latino-americanos em estágio de desenvolvimento muito inferior ao brasileiro. Essa afirmativa é baseada em resultados apresentados pelo Banco Mundial (1993)¹²⁹, segundo o qual a proporção de pobres na área rural brasileira em 1989 é de 63,1% (e na urbana de 33,2%), sendo inferior apenas à proporção registrada nas áreas rurais do Haiti (98,5%), Guiana (93,6%), Honduras (82,6%), Guatemala (76,5%), Bolívia (76,2%), Nicarágua (76,2%) e Peru (73,4%).¹³⁰

¹²⁷ Segundo o relatório *POVERTY and Income distribution in Latin America: The Story of the 1980's* (1993), o índice de Gini para a distribuição de renda (positiva) entre trabalhadores, em 10 países (em que se dispõe de dados no início e final dos anos 80), em 1989 (ou cerca de 1989), é o seguinte: Argentina (Buenos Aires): 0,461; Bolívia (Urbano): 0,515; Colômbia (Urbano): 0,515; Costa Rica: 0,410; Guatemala: 0,528; Honduras: 0,533; Panamá: 0,446; Uruguai (Urbano): 0,420 e Venezuela: 0,498.

¹²⁸ Em reforço à conclusão de que a situação de desigualdade no Brasil é uma das piores do mundo, observa-se que o valor do coeficiente de Gini para o período 1967/85 (que no Brasil é de 0,61), é superior ao de 26 países, entre 28 analisados por RODRIGUES (1991), com informações do Relatório sobre o desenvolvimento humano, das Nações Unidas.

¹²⁹ Relatório *Poverty and Income distribution in Latin America: The story of the 1980's*. World Bank (1993).

¹³⁰ Para minimizar os problemas de comparabilidade entre países, o relatório citado define pobreza em termos de renda familiar *per capita*, e adota como linha de pobreza o valor de US\$60 (de 1987).

Agravando esse quadro, constata-se também pelas conclusões do citado relatório que a pobreza cresceu durante os anos 80, na América Latina e Caribe, de maneira não uniforme através de países e do tempo, de tal forma que em 1989 apenas dois países, Brasil e Peru, possuem 55% dos pobres da região. (cerca de 44% deles no Brasil, localizando-se 16,7% na área rural e 28% na área urbana).

Também conforme esse relatório, é relevante citar que a proporção de pobres no Brasil em 1989, tanto nas áreas urbanas quanto rurais, é extremamente elevada dada a alta renda *per capita* média do país relativamente às outras nações da América Latina e Caribe.¹³¹ Afirma esse estudo que a incidência de pobreza difere grandemente através dos países, principalmente em função da renda *per capita* de cada um deles. Como na citada pesquisa a referência de pobreza é dada por um padrão exógeno, países com níveis de renda *per capita* relativamente baixos são aqueles que mais provavelmente devem apresentar os maiores níveis de pobreza. Dessa forma, não surpreende que em 1989 nações como o Haiti, Bolívia, El Salvador, Guatemala e Honduras possuam os maiores níveis de pobreza da região, dado seu nível de renda *per capita* estar abaixo da média regional.¹³² Entretanto, esse não é comportamento esperado para o Brasil. Salienta-se que a proporção de pobres nas áreas tanto rurais quanto urbanas do Brasil é mais do que o dobro das mesmas proporções obtidas para o México (14,1% e 27,9%, respectivamente), em 1989, embora a renda *per capita* média do Brasil (de US\$2080) seja superior à mexicana (de US\$1730) naquele ano.

A alta incidência de pobreza no Brasil está associada ao fato de que as disparidades na distribuição da renda contribuem para as variações nas medidas de pobreza. Ou seja, que países com distribuições mais igualitárias apresentam menor proporção de pobres do que aqueles com mesmo nível de renda *per capita*, mas com grande desigualdade distributiva. Dessa forma, o alto índice de pobreza do Brasil, muito elevado para a região, face à sua favorável renda *per capita* entre os demais países da

¹³¹ Segundo esse mesmo relatório, a renda *per capita* média do Brasil em 1989, é de 2080 dólares (em US\$ de 1987), enquanto a média para a América Latina e Caribe é de US\$1700.

¹³² Segundo esse relatório, em 1989 a renda *per capita* na Bolívia é de US\$580, de US\$930 em El Salvador, de US\$830 na Guatemala, de US\$820 em Honduras, e de US\$330 no Haiti (em US\$ de 1987).

América Latina e Caribe, é decorrente da extrema desigualdade que caracteriza esta Nação.

Diante desse panorama, verifica-se que os resultados obtidos na presente pesquisa confirmam uma vez mais a gravidade da evolução do comportamento da pobreza absoluta no setor rural brasileiro, entre 1981 e 1990, bem como em todas as regiões do país.

3.5.2. Desequilíbrios regionais quanto à desigualdade e pobreza na agricultura brasileira

Os desequilíbrios regionais quanto à desigualdade de rendimentos pessoais e pobreza mantêm-se (e mesmo se ampliam) entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira.

Entre os trabalhos que se dedicam a analisar a desigualdade de rendimentos no setor rural brasileiro após 1960, a pesquisa desenvolvida por HOFFMANN (1990a) permite estabelecer um paralelo entre a década de 1970 e o período 1981-1990, conforme os resultados obtidos neste estudo. A escolha da referida pesquisa sobre os anos 70 é feita em função dessa ter abrangência regional rural semelhante à adotada neste trabalho.¹³³ Adicionalmente, porque o citado autor adota uma linha de pobreza igual ao valor do salário mínimo de agosto de 1980, e o seu equivalente em agosto de 1970, utilizando como deflator o índice de custo de vida do DIEESE. A pesquisa feita por HOFFMANN (1990a) tem por base os dados dos censos demográficos de 1970 e 1980, e efetua análise da distribuição da renda e pobreza entre as pessoas economicamente ativas no setor agrícola do Brasil e regiões, classificadas como empregados, autônomos ou empregadores, com rendimento mensal positivo.

¹³³ HOFFMANN (1990a) desenvolve estudos sobre a distribuição da renda e pobreza, entre empregados, autônomos e empregadores na agropecuária brasileira em 1970 e 1980. Essa análise é feita no Brasil e seguintes regiões: Norte, Nordeste, Sudeste (exclusive São Paulo), São Paulo, Sul e Centro-Oeste.

Apesar das divergências de base de dados e metodologia, entre a citada pesquisa e o presente estudo, estas não invalidam uma análise do comportamento da desigualdade e pobreza rural entre 1970 e 1980 e o período 1981-1990.

Considerando o setor rural brasileiro em geral, constata-se que o grande crescimento percentual do rendimento médio entre as pessoas ocupadas (de 102%) entre 1970 e 1980 é substituído por uma taxa negativa entre 1981 e 1990 (de cerca de -12%). A redução da pobreza que ocorre nos anos 70 é revertida no período subsequente, quando os indicadores mostram, sem dúvida, crescimento acentuado dos níveis de pobreza. Agravando esse quadro observa-se que a desigualdade continua sua trajetória crescente no decorrer do período 1981-1990, embora de forma menos intensa do que entre 1970 e 1980. (Ver tabela 27).

Tabela 27 - Características da distribuição da renda entre pessoas ocupadas na agricultura brasileira em 1970⁽¹⁾, 1980⁽¹⁾, 1981⁽²⁾ e 1990⁽²⁾.

Estatística	Ano		% crescimento (80/70)	Ano		% crescimento (90/81)
	1970	1980		1981	1990	
Rend. Médio	0,81	1,63	102	1,45	1,28	- 11,72
Rend. Mediano	0,58	0,92	58	0,84	0,61	- 27,38
Prop. de Pobres (<i>H</i>)	0,814	0,595	- 26,90	0,567	0,704	24,16
Índice de Sen (<i>P</i>)	0,494	0,307	- 37,85	0,320	0,443	38,43
Índice de Gini (<i>G</i>)	0,424	0,554	30,66	0,522	0,582	11,49
(50 ⁻)	23,6	17,4	- 26,27	18,11	15,11	- 16,57
(10 ⁺)	35,0	48,8	39,42	44,15	50,08	13,43
(5 ⁺)	25,7	38,8	50,97	33,34	38,99	16,94

Fonte: (1) Dados obtidos por HOFFMANN (1990a)

(2) População economicamente ativa no setor agrícola brasileiro, conforme esta pesquisa.

Notas: (50⁻) = proporção da renda apropriada pelos 50% mais pobres

(10⁺) = proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos

(5⁺) = proporção da renda apropriada pelos 5% mais ricos

As regiões Sul, Sudeste e Nordeste apresentam comportamento semelhante ao do Brasil, comparando-se 1970 e 1980 com o período 1981-1990 (Ver tabelas 28, 29 e 30). Nessas áreas o rendimento médio, após apresentar elevadas taxas de crescimento de 1970 a 1980 (de 132% no Sudeste, 122% no Sul e 69% no Nordeste), registra queda acentuada no período subsequente (-12,59% no Sudeste, -21,95% no Sul e -20,62% no Nordeste). Destaca-se que a região Nordeste apresenta a menor taxa de crescimento do rendimento médio nos anos 70, e uma das maiores reduções de 1981 a 1990. Embora a pobreza tenha se reduzido na década de 1970, cresce acentuadamente de 1981 a 1990. Também o aumento da desigualdade acompanha o padrão geral nesses dois períodos, sendo menos acentuada de 1981 a 1990 do que nos anos 70.

Tabela 28 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Sudeste (exclusive São Paulo), em 1970⁽¹⁾, 1980⁽¹⁾, 1981⁽²⁾ e 1990⁽²⁾.

Estatística	Ano		% crescimento (80/70)	Ano		% crescimento (90/81)
	1970	1980		1981	1990	
Rend. Médio	0,79	1,83	132,00	1,43	1,25	- 12,59
Rend. Mediano	0,56	0,95	70,00	0,84	0,56	- 33,33
Prop. de Pobres (<i>H</i>)	0,837	0,565	- 32,50	0,597	0,732	22,61
Índice de Sen (<i>P</i>)	0,320	0,256	- 20,00	0,292	0,430	47,26
Índice de Gini (<i>G</i>)	0,444	0,562	26,57	0,500	0,560	12,00
(50 ⁻)	23,1	17,5	- 24,24	20,07	16,78	- 16,39
(10 ⁺)	37,6	51,1	35,90	44,19	49,54	12,10
(5 ⁺)	28,3	41,2	45,58	34,24	38,08	11,21

Fonte: (1) Dados obtidos por HOFFMANN (1990a)

(2) População economicamente ativa no setor agrícola brasileiro, conforme esta pesquisa.

Notas: (50⁻) = proporção da renda apropriada pelos 50% mais pobres

(10⁺) = proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos

(5⁺) = proporção da renda apropriada pelos 5% mais ricos

Tabela 29 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Sul, em 1970⁽¹⁾, 1980⁽¹⁾, 1981⁽²⁾ e 1990⁽²⁾.

Estatística	Ano		% crescimento (80/70)	Ano		% crescimento (90/81)
	1970	1980		1981	1990	
Rend. Médio	1,07	2,38	122,00	2,05	1,60	- 21,95
Rend. Mediano	0,82	1,17	42,00	1,10	0,90	- 18,18
Prop. de Pobres (<i>H</i>)	0,658	0,423	- 35,71	0,404	0,572	41,58
Índice de Sen (<i>P</i>)	0,352	0,206	- 41,48	0,207	0,330	59,42
Índice de Gini (<i>G</i>)	0,418	0,582	39,23	0,533	0,551	3,38
(50 ⁻)	23,6	15,2	- 35,59	17,12	15,67	- 8,47
(10 ⁺)	34,7	50,0	44,09	44,10	45,52	3,22
(5 ⁺)	24,9	38,9	56,22	32,54	33,22	2,09

Fonte: (1) Dados obtidos por HOFFMANN (1990a)

(2) População economicamente ativa no setor agrícola brasileiro, conforme esta pesquisa

Notas: (50⁻) = proporção da renda apropriada pelos 50% mais pobres

(10⁺) = proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos

(5⁺) = proporção da renda apropriada pelos 5% mais ricos

Tabela 30 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Nordeste, em 1970⁽¹⁾, 1980⁽¹⁾, 1981⁽²⁾ e 1990⁽²⁾.

Estatística	Ano		% crescimento (80/70)			% crescimento (90/81)
	1970	1980		1981	1990	
Rend. Médio	0,57	0,96	69,00	0,97	0,77	- 20,62
Rend. Mediano	0,51	0,74	45,00	0,63	0,54	- 14,28
Prop. de Pobres (<i>H</i>)	0,923	0,785	- 14,95	0,697	0,823	18,08
Índice de Sen (<i>P</i>)	0,609	0,442	- 27,42	0,436	0,563	29,13
Índice de Gini (<i>G</i>)	0,364	0,448	23,07	0,464	0,492	6,03
(50 ⁻)	26,6	22,0	- 17,29	20,39	19,21	- 5,79
(10 ⁺)	28,6	37,3	30,42	36,67	39,92	8,86
(5 ⁺)	20,1	28,4	41,29	26,53	29,20	10,10

Fonte: (1) Dados obtidos por HOFFMANN (1990a)

(2) População economicamente ativa no setor agrícola brasileiro, conforme esta pesquisa

Notas: (50⁻) = proporção da renda apropriada pelos 50% mais pobres

(10⁺) = proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos

(5⁺) = proporção da renda apropriada pelos 5% mais ricos

Na região Centro-Oeste e no Estado de São Paulo, a desigualdade aumenta de 1970 a 1980 e de 1981 a 1990. Entretanto, a diferença da taxa de crescimento entre os dois períodos, favorável ao primeiro, não é tão forte quanto nas demais regiões do país (Ver tabelas 31 e 32). O rendimento médio, que aumenta a uma taxa de 131% no Centro-Oeste, e 110% em São Paulo, de 1970 a 1980, continua a crescer, embora de forma menos intensa, de 1981 a 1990 (19,35% no Centro-Oeste e 16,17% em São Paulo). Apesar do rendimento médio aumentar nessas regiões (enquanto se reduz no Brasil e regiões Sul, Sudeste e Nordeste), o forte crescimento da

desigualdade impede que ocorra redução no nível de pobreza. Em 1990 a pobreza é maior do que em 1981, tanto em São Paulo como no Centro-Oeste.

Tabela 31 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura da região Centro-Oeste, em 1970⁽¹⁾, 1980⁽¹⁾, 1981⁽²⁾ e 1990⁽²⁾.

Estatística	Ano		% crescimento (80/70)	1981	1990	% crescimento (90/81)
	1970	1980				
Rend. Médio	0,94	2,16	131,00	1,86	2,22	19,35
Rend. Mediano	0,71	1,09	53,00	1,05	0,90	- 14,28
Prop. de Pobres (<i>H</i>)	0,785	0,452	- 42,42	0,418	0,527	26,07
Índice de Sen (<i>P</i>)	0,400	0,105	- 73,75	0,199	0,265	33,16
Índice de Gini (<i>G</i>)	0,392	0,569	45,15	0,511	0,625	22,31
(50 ⁻)	25,7	16,9	- 34,24	19,14	13,47	- 29,62
(10 ⁺)	34,6	51,4	48,55	44,33	55,88	26,05
(5 ⁺)	25,8	41,4	60,46	32,88	44,44	35,16

Fonte: (1) Dados obtidos por HOFFMANN (1990a)

(2) População economicamente ativa no setor agrícola brasileiro, conforme esta pesquisa

Notas: (50⁻) = proporção da renda apropriada pelos 50% mais pobres

(10⁺) = proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos

(5⁺) = proporção da renda apropriada pelos 5% mais ricos

Tabela 32 - Características da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo, em 1970⁽¹⁾, 1980⁽¹⁾, 1981⁽²⁾ e 1990⁽²⁾.

Estatística	Ano		% crescimento (80/70)	Ano		% crescimento (90/81)
	1970	1980		1981	1990	
Rend. Médio	1,14	2,39	110,00	2,04	2,37	16,17
Rend. Mediano	0,82	1,20	46,0	1,10	1,08	- 1,82
Prop. de Pobres (<i>H</i>)	0,682	0,370	- 45,75	0,383	0,475	24,02
Índice de Sen (<i>P</i>)	0,336	0,153	- 54,46	0,147	0,217	47,62
Índice de Gini (<i>G</i>)	0,438	0,574	31,05	0,512	0,624	21,87
(50 ⁻)	23,5	16,9	- 28,08	19,63	14,06	- 28,37
(10 ⁺)	39,2	52,7	+34,44	46,17	56,75	22,91
(5 ⁺)	30,1	42,8	42,19	35,26	46,56	32,04

Fonte: (1) Dados obtidos por HOFFMANN (1990a)

(2) População economicamente ativa no setor agrícola brasileiro, conforme esta pesquisa

Notas: (50⁻) = proporção da renda apropriada pelos 50% mais pobres

(10⁺) = proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos

(5⁺) = proporção da renda apropriada pelos 5% mais ricos

No período 1981-1990, a redução percentual do rendimento mediano foi sempre maior do que a queda percentual do rendimento médio no Brasil e regiões Sul, Sudeste e Nordeste. No Estado de São Paulo, e de forma mais marcante no Centro-Oeste, o incremento no rendimento médio foi acompanhado por reduções no correspondente valor mediano. Esse comportamento mostra que, assim como entre 1970 e 1980, ocorre aumento na assimetria, geralmente associado a crescimento do grau de desigualdade da distribuição da renda.

Entre 1981 e 1990 a região Nordeste apresenta os maiores valores dos índices de pobreza entre as regiões brasileiras, simultaneamente aos piores indicadores de

miséria absoluta, menor renda média e menores índices de desigualdade. Nessa região, assim como na região Sul, registra-se nesse período a menor taxa de crescimento da desigualdade no setor rural brasileiro. No outro extremo encontram-se a região Centro-Oeste e o Estado de São Paulo. Nessas últimas observam-se os menores níveis de pobreza, simultaneamente aos maiores patamares de renda média e desigualdade. Nelas também ocorre o maior crescimento percentual da desigualdade entre as regiões do país, no período. As regiões Sul e Sudeste situam-se em posição intermediária quanto aos indicadores de desigualdade, pobreza e rendimento médio. Esse comportamento mostra que quanto maior o rendimento médio, maior é o grau de desigualdade na região, ratificando a constatação de LANGONI (1973) de que, no setor primário brasileiro, quanto maior o nível de rendimento, maior a desigualdade da distribuição.

É preciso salientar, adicionalmente, que a magnitude dos índices de desigualdade, além de mostrar a existência de desequilíbrios regionais, indica que o nível de desigualdade é muito elevado, tanto em São Paulo e região Centro-Oeste, quanto no Nordeste. Esse fato é preocupante no sentido de que alto nível de desigualdade permite, por um lado, que uma pessoa possua tudo o que necessita, inclusive supérfluos, mas por outro significa que o nível de pobreza da região em que reside pode ser muito elevado.

Os resultados desta pesquisa, quando comparados com os encontrados por HOFFMANN (1990a) para 1970 e 1980, permitem concluir que os contrastes regionais relativamente à desigualdade, pobreza e renda média são mantidos e ampliados de 1981 a 1990. Apenas na região Sul observa-se tendência de alguma melhora quanto à desigualdade da distribuição de rendimentos no período 1981-1990. Nessa região, constata-se que o crescimento da desigualdade foi bem mais reduzido do que no período de 1970 a 1980, pois nela o índice de Gini cresce apenas 3,38% de 1981 a 1990, enquanto aumenta cerca de 6% no Nordeste, mais de 10% no Sudeste e no Brasil, e cerca de 22% no Centro-Oeste e em São Paulo. Trata-se também da única região na qual o crescimento percentual da renda dos 10% e 5% mais ricos é muito baixo, de 1981 a 1990, relativamente às demais regiões do país no período. É preciso registrar, também, que o baixo nível de renda de uma pessoa na região Sul representa condições de vida certamente superiores à de pessoas com baixa renda de outras regiões, mesmo as de São

Paulo. Isso porque o rendimento registrado na PNAD subestima o rendimento real da pessoa, em parte devido ao IBGE não registrar o valor da produção para autoconsumo. Essa subestimação deve ser especialmente elevada na região Sul, dada a grande importância da pequena produção familiar nessa região.¹³⁴

O aprofundamento dos contrastes regionais quanto à desigualdade é fortemente evidenciado quando se constata que a renda média em São Paulo, de 2,5 vezes maior do que a renda média no Nordeste em 1980, passa a ser 3,08 vezes maior em 1990. A relação entre a renda média do Centro-Oeste e do Nordeste, de 2,25 vezes maior em 1980, amplia-se para 2,88 em 1990.

As disparidades regionais quanto à pobreza indicam que no final do período analisado sua incidência mantém-se regionalmente concentrada (ver tabela 33)¹³⁵, com o Nordeste apresentando índices muito mais elevados.

¹³⁴ Essa situação da região Sul reflete a importância da produção familiar na agricultura, principalmente dos Estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

¹³⁵ Segundo o trabalho do IPEA, "O MAPA DA FOME", cerca de 32 milhões de pessoas vivem em situação de pobreza, no Brasil, em 1990, localizados principalmente nas grandes metrópoles e na região Nordeste, região esta onde estão 54,6% dos pobres do país, e cerca de 63% dos pobres das áreas rurais (LEONE, 1994).

Tabela 33 - Distribuição Percentual dos Indigentes⁽¹⁾ por situação de domicílio, nas regiões brasileiras, em 1990.

Regiões	TOTAL	Urbano	Rural
Norte	2,1	4,4	-
Nordeste	54,6	45,7	63,2
Sudeste (- SP)	18,5	23,0	14,1
São Paulo	6,7	10,6	3,0
Sul	12,9	10,6	15,1
Centro-Oeste	5,2	5,7	4,6
Brasil	100,0	100,0	100,0

Fonte: LEONE (1994)

- (1) Segundo LEONE (1994) são classificados como indigentes no trabalho do IPEA, "O MAPA DA FOME", os 32 milhões de brasileiros que têm um nível de renda insuficiente para permitir a compra de uma cesta básica de alimentos em 1990.

Os índices de pobreza para 1980, conforme HOFFMANN (1990a), realçam a grande disparidade da situação econômica e social entre o Nordeste e o Sul/Sudeste do país. Ou seja, tanto a proporção de pobres (H) quanto o índice de pobreza de Sen (P), naquela região, correspondem a aproximadamente o dobro dos valores desses índices na região Sul.¹³⁶

Considerando a situação da pobreza em 1990 entre as pessoas ocupadas no setor agropecuário nas diferentes regiões do país, conforme os resultados desta pesquisa, conclui-se que o Nordeste continua a ser a região com maior incidência de

¹³⁶ ROMÃO (1991) detecta essa mesma relação ao calcular a porcentagem das pessoas abaixo da linha de pobreza no Brasil em 1960, 1970, 1980, 1983, 1986, 1987 e 1988. Em seu estudo a região Sudeste inclui o Estado de São Paulo, e os cálculos tem por base os rendimentos das pessoas com dez anos ou mais, com rendas positivas.

pobreza. Porém, o maior desequilíbrio dessa região ocorre em relação à São Paulo e Centro-Oeste, situando-se a região Sul em posição intermediária.

O Centro-Oeste passa a ser, em 1990, a região que, juntamente com São Paulo, apresenta os menores indicadores de pobreza, simultaneamente aos maiores níveis de desigualdade e rendimento médio, enquanto em 1980 essa era uma característica da região Sul. Essa modificação quanto aos extremos regionais de desigualdade, pobreza e renda média, dos anos 70 para os anos 80, em que a região Sul cede lugar à região Centro-Oeste, está associada ao fato de que, nesta última região, ocorreu grande crescimento do rendimento médio simultaneamente à ampliação da desigualdade, paralelamente ao processo de modernização por que passou o setor agrícola brasileiro desde os anos 70. Esse processo foi especialmente intenso no Estado de Goiás e demais regiões de fronteira agrícola, devido ao desenvolvimento de pesquisas agrônômicas voltadas à utilização das terras de cerrado. Entretanto, o crescimento da desigualdade na região Centro-Oeste no período 1981-1990, especialmente em Goiás¹³⁷, foi mais intenso do que em outras regiões no país. Isso indica que características específicas do desenvolvimento agrícola dessa região, como a influência de programas governamentais que favoreceram a “modernização conservadora” da agricultura em áreas de fronteira (GUEDES, 1992), devem ter contribuído para essa elevação da desigualdade no Estado de Goiás (HOFFMANN, 1994a) e na região Centro-Oeste em geral.¹³⁸ Contribuiu para essa situação o fato do processo de modernização da agricultura ter sido incentivado por uma política agrícola que priorizava incentivos de mercado e resultados de eficiência de curto prazo, pois seu principal instrumento era o crédito rural subsidiado, que privilegiou uma minoria de proprietários. Como paralelamente não foram adotadas políticas para efetuar modificações estruturais, como as relacionadas com a estrutura da posse da terra, a tributação fundiária, as relações de trabalho no meio rural e uma valorização efetiva do

¹³⁷ Ver GUEDES (1992) e HOFFMANN (1994a).

¹³⁸ Segundo GUEDES (1992), a modernização da agricultura goiana constituiu-se em importante instrumento de crescimento econômico. Entretanto, não foi capaz de eliminar a pobreza rural, e, mais do que isso, não promoveu a distribuição equitativa do crescimento, tendo, ao contrário, ampliado as desigualdades.

elemento humano, o processo de modernização gerou inequidades e ampliou graves questões estruturais, como a disparidade da distribuição setorial e pessoal da renda.

O desequilíbrio regional entre Nordeste e São Paulo - Centro-Oeste, bem como entre as demais regiões quanto à desigualdade e pobreza, também tem raízes na elevada concentração da posse da terra que caracteriza historicamente a estrutura fundiária do país. Durante os anos 70 não há nenhum processo significativo de redistribuição da posse da terra, e sim o favorecimento da constituição de latifúndios com o apoio do governo (HOFFMANN, 1990a). Também não ocorre, na década de 80, alteração substancial nos níveis de concentração fundiária do país, apesar do aumento significativo do número de pequenos estabelecimentos agrícolas entre 1980 e 1985, principalmente no Nordeste. Em 1985, 90,2% dos estabelecimentos ocupam apenas 21,17% da área total, ao passo que 1% dos estabelecimentos concentram quase 44% da área (LEONE, 1994). Esses desequilíbrios regionais, adicionalmente, estão ligados à natureza do modelo de desenvolvimento econômico adotado pelo país, particularmente a partir dos anos 50, de forte viés urbano-industrial, e das estratégias adotadas para sua viabilização, que priorizam resultados de eficiência em detrimento dos efeitos de equidade.

Esses desequilíbrios se expressam, nos anos 80, através dos diferentes padrões regionais de crescimento da produção agrícola. No Centro-Oeste, o crescimento da produção agrícola é acompanhado de maior tecnificação. A consolidação da agricultura nessa região tem por base a pecuária bovina e a produção mecanizada de grãos. Nas regiões Sul e Sudeste, que já apresentam alto padrão tecnológico em 1980, como a quase totalidade da área cultivável já está incorporada, a expansão da produção agrícola envolve a intensificação do uso da terra. O Nordeste, entretanto, mantém nos anos oitenta seu padrão de crescimento agrícola cuja base é o uso extensivo da terra, com baixo nível de mecanização e grande utilização de mão-de-obra.¹³⁹

¹³⁹ Conforme LEONE (1994).

A situação da região Nordeste mostra-se mais grave quando alguns indicadores sociais (como mortalidade infantil, alfabetização e esperança de vida ao nascer, entre outros) são comparados com as demais regiões do país, pois novas evidências aparecem, tais como: i) os índices do Nordeste indicam situação inferior aos das demais regiões, e são equivalentes aos dos países mais pobres do mundo; ii) as melhorias obtidas nos indicadores sociais do Nordeste são conseguidas à taxas inferiores às daquelas de outras regiões, de tal forma que, em termos de qualidade de vida, as disparidades regionais se ampliam (ROMÃO, 1991). Segundo esse autor, essa situação mostra uma contradição. Ou seja, enquanto se revela uma pequena redução das desigualdades regionais da estrutura produtiva¹⁴⁰, ocorre simultaneamente maior concentração do desenvolvimento social.

3.5.3. Relação entre Desigualdade, Pobreza e Ciclo Econômico na agricultura brasileira

Na recessão de 1981-83 observa-se aumento da pobreza e da desigualdade, paralelamente à redução no rendimento médio, apesar do desempenho do setor agropecuário ter sido bem melhor do que o do setor industrial. Paralelamente, acelera-se o processo inflacionário, e o governo tenta conter os aumentos nominais de salários.

Em 1984/85 verifica-se recuperação nos indicadores econômicos, apesar da inflação continuar elevada. Nesse período reduz-se a pobreza ao mesmo tempo em

¹⁴⁰ RODRIGUES (1993) mostra que a participação das grandes regiões no PIB brasileiro alterou-se de 1970 a 1990. Destaca a significativa expansão das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, que juntas passam a deter 27,1% da produção total do país (enquanto em 1970 esse percentual era de apenas 17,9%). Observa também a redução das regiões Sul e principalmente Sudeste para uma participação total de 72,9%, contra 82% em 1970. Segundo esse autor essa nova composição do produto entre as regiões é um processo positivo e necessário de desconcentração territorial do poder econômico, pois o Sudeste, que possui apenas 10,8% da extensão territorial do país, era responsável por cerca de 65% do PIB brasileiro em 1970.

que cresce o rendimento médio e a desigualdade (apenas no Estado de São Paulo há indicação de redução na desigualdade).

Em 1986 a economia vive um breve período de grande aquecimento, apesar do mau desempenho da agricultura, simultaneamente a uma forte desaceleração da inflação, resultante do congelamento de preços realizado pelo Plano Cruzado. Os efeitos desse Plano sobre o setor agrícola, anteriormente citados, repercutem positivamente sobre a pobreza rural, pois este ano registra os mais baixos níveis de pobreza em todo o período em estudo. Ao mesmo tempo cresce acentuadamente o rendimento médio rural e reduz-se a desigualdade (exceto em São Paulo e região Sudeste, em que esta aumenta).

A partir de 1987 a economia volta a apresentar comportamento instável e mesmo recessivo, apesar de a agricultura mostrar bons resultados, enquanto se acelera de forma acentuada o processo inflacionário. De 1986 a 1987 há redução no produto total, embora o produto agrícola mostre excelente desempenho. Os indicadores econômicos mostram que 1988 é um ano recessivo, embora o produto agrícola apresente algum crescimento. Já 1989 apresenta alguma recuperação econômica geral e maior crescimento do produto agrícola, enquanto em 1990 o processo recessivo se aprofunda (e o produto agrícola se reduz). O comportamento temporal da pobreza e desigualdade no setor rural do Brasil, e regiões em estudo, acompanha a evolução da economia nesse período. De 1986 a 1987, ocorrem aumentos acentuados nos níveis de pobreza e desigualdade, paralelamente à redução nos rendimentos médios. De 1987 a 1988, a pobreza também cresce, embora ocorra redução na desigualdade (exceto no Centro-Oeste e Nordeste, em que a desigualdade se amplia). De 1988 a 1989 registra-se alguma redução na pobreza, simultaneamente ao crescimento no rendimento médio e na desigualdade. No último período, de 1989 a 1990, a pobreza volta a crescer enquanto reduz-se o rendimento médio e a desigualdade (nesse caso, apenas em São Paulo a desigualdade aumenta).

Dessa exposição é possível observar, empiricamente, que a pobreza reflete fortemente as oscilações do ritmo da atividade econômica geral, aumentando mais acentuadamente nos períodos recessivos, e diminuindo, embora de forma menos

acentuada, nos breves períodos de retomada do crescimento ¹⁴¹. Já quanto a desigualdade, essa relação não é tão forte, pois há períodos de retomada econômica em que esta aumenta (como no período 1983-1985, à exceção de São Paulo), ou períodos recessivos em que esta diminui (como de 1987 a 1988, em que se reduz no Brasil e na maior parte das regiões do país, ou mesmo de 1989 a 1990, em que aumenta apenas em São Paulo, reduzindo-se no Brasil e em todas as demais regiões analisadas).

A evolução dos valores dos índices de desigualdade e pobreza no setor rural brasileiro, frente à alguns indicadores da evolução econômica do Brasil, de 1981 a 1990 (apresentados na tabela 34), dão algum respaldo para essa constatação empírica.

Tabela 34 - Alguns indicadores da evolução econômica brasileira: 1981 a 1990

ANO	Variação do PIB (em %)			Inflação mensal (INPC)	Inflação anual (INPC)
	Total ⁽¹⁾	Agropecuária ⁽²⁾	Indústria ⁽³⁾	(em %) ⁽⁴⁾	(em %) ⁽⁵⁾
1981	- 4,5	8,0	- 8,9	4,6	91,2
1982	0,5	- 0,5	0,0	4,6	97,9
1983	- 3,5	- 0,6	- 5,8	11,3	179,2
1984	5,3	3,4	6,6	11,1	203,3
1985	7,9	10,0	8,3	10,1	228,0
1986	7,6	- 8,0	11,8	1,2	58,6
1987	3,6	15,0	1,1	7,2	396,0
1988	- 0,1	0,8	- 2,6	26,9	993,3
1989	3,3	2,8	2,9	36,3	1902,1
1990	- 4,4	- 3,7	- 8,0	14,3	1584,5

Fonte: (1) Conjuntura Econômica, v. 47, nº 1, janeiro de 1993

(2), (3) Anuário dos Trabalhadores, DIEESE - São Paulo, 2ª ed. revisada, 1993

(4) HOFFMANN, R. (1992b). Acréscimo percentual no mês de referência das PNAD, em relação ao INPC do mês anterior

(5) Perspectivas da Economia Brasileira - 1994. IPEA, Rio de Janeiro, 1993. Variação anual do INPC

¹⁴¹ Nesse aspecto, o desempenho do setor rural brasileiro segue o comportamento anti-cíclico às condições macroeconômicas detectado pelo relatório POVERTY and Income distribution in Latin America: The story of the 1980's (1993), do Banco Mundial, para os demais países da América Latina e Caribe nos anos 80.

Adicionalmente, é interessante observar que o comportamento das medidas de desigualdade e pobreza acompanham mais de perto as oscilações globais da economia, e não os indicadores específicos da agricultura. Em certa forma, esse resultado reflete o impacto do crescimento da inflação sobre o rendimento das pessoas ocupadas na agricultura em 1983, o controle de preços em 1986, e a forte aceleração do processo inflacionário após 1987. Verifica-se que o crescimento da inflação, especialmente após 1986, contricui para um aumento mais rápido tanto da pobreza como da desigualdade, apesar do PIB da agropecuária mostrar-se crescente na maior parte desse período, e apresentar os seus maiores valores no intervalo 1981-1990 (Ver Conjuntura Econômica, jan. 1993, p. 58)

Essas evidências empíricas indicam que o crescimento econômico pode ter um duplo efeito de redução da pobreza absoluta: o de aumentar o rendimento individual *per capita*, simultaneamente ao crescimento da participação dos pobres na renda total.

3.5.3.1. Pobreza, Desigualdade e Inflação na agricultura brasileira

Procura-se em seqüência estabelecer como o processo inflacionário contribui para o crescimento da pobreza e desigualdade, com apoio de análise estatística.

a) A relação entre Inflação e Pobreza

A relação entre inflação e pobreza entre as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro e diferentes regiões do país, de 1981 a 1990, pode ser estabelecida através do ajuste de um modelo de regressão quadrática. Considera-se como variável dependente nessa análise a proporção de pobres (H) ou o índice de pobreza de Sen (P), para uma linha de pobreza de 1 salário mínimo de agosto de 1980. Como variável independente a

taxa de inflação mensal nos meses de referência das PNAD, de acordo com o INPC (ver tabela 34) e indica-se essa variável por π .¹⁴²

As equações ajustadas (tabela 35) mostram como as mudanças no nível de pobreza no período estão associadas com a intensidade da inflação. Outros modelos foram estimados admitindo como possível variável explanatória do nível de pobreza o tempo (y), em anos, relativamente a 1980. Entretanto, constata-se que não existe tendência significativa de crescimento ou diminuição da pobreza no tempo, pois o coeficiente associado à essa variável não é estatisticamente significativo em nenhuma das equações ajustadas. É possível afirmar, portanto, que as mudanças no nível de pobreza são associadas às variações da inflação, pois a influência desta sobre a pobreza se mostra em geral sempre positiva e altamente significativa. O ponto de máximo da relação parabólica entre $P(\text{ou } H)$ e π ocorre sempre para um valor de π compatível com os maiores valores observados dessa variável. Dessa forma, as equações ajustadas mostram que $P(\text{ou } H)$ é função crescente de π no período 1981-1990.

¹⁴² Por coerência com as equações ajustadas no item (3.4.), e apresentadas nas tabelas 23 e 24, ajustou-se também os modelos $P(\text{ou } H) = \alpha_0 + \alpha_1 (1/m) + \alpha_2 G + \alpha_3 \pi + \alpha_4 \Delta \text{PIB} + u$, onde ΔPIB corresponde a variação percentual do PIB total. As equações ajustadas, embora tenham apresentado coeficiente de determinação elevado, revelaram que as estimativas dos coeficientes associados às variáveis (especialmente π e ΔPIB) não são significativas (o que pode ser reflexo do pequeno número de observações com que o ajuste foi feito). Por esse motivo procurou-se outros modelos que conseguissem exprimir a relação estatística entre inflação e pobreza, dos quais apresentou maior nível de explicação e significância o modelo $P(\text{ou } H) = \alpha_0 + \alpha_1 \pi + \alpha_2 \pi^2 + u$.

Tabela 35 - Inflação e Pobreza: Equações Ajustadas
Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do
Brasil⁽¹⁾ e regiões, de 1981 a 1990.

Local	Equações Ajustadas ⁽³⁾	Coef. de Determinação, em % (R ²)
Brasil ⁽²⁾	$P = 0,2131 + 0,0226\pi - 0,000505\pi^2$ (9,604) (7,109) (- 6,241)	92,02
	$H = 0,4446 + 0,0275\pi - 0,000629\pi^2$ (16,154) (6,989) (- 6,262)	91,42
São Paulo	$P = 0,0668 + 0,0148\pi - 0,000350\pi^2$ (2,177) (3,361) (- 3,131)	69,84
	$H = 0,2022 + 0,0303\pi - 0,000716\pi^2$ (3,188) (3,333) (- 3,049)	70,00
Reg. Sul	$P = 0,1268 + 0,0186\pi - 0,000411\pi^2$ (4,196) (4,296) (- 3,728)	81,25
	$H = 0,2980 + 0,0272\pi - 0,000613\pi^2$ (7,256) (4,623) (- 4,088)	82,75
Reg. Sudeste ⁽⁴⁾	$P = 0,1462 + 0,0275\pi - 0,000636\pi^2$ (4,627) (6,066) (- 5,513)	88,66
	$H = 0,4113 + 0,0338\pi - 0,000787\pi^2$ (8,464) (4,855) (- 4,437)	83,22
Reg. Centro-Oeste	$P = 0,0629 + 0,0209\pi - 0,000464\pi^2$ (2,224) (5,155) (- 4,495)	86,05
	$H = 0,2002 + 0,0373\pi - 0,000834\pi^2$ (4,557) (5,930) (- 5,202)	88,94
Reg. Nordeste	$P = 0,3290 + 0,0243\pi - 0,000545\pi^2$ (11,753) (6,055) (- 5,341)	89,21
	$H = 0,6109 + 0,0237\pi - 0,000547\pi^2$ (20,282) (5,485) (- 4,976)	86,50

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

(2) Exclui Região Norte

(3) Valores de t entre parênteses são todos altamente significativos (1% ou 2%). Apenas em São Paulo e Centro-Oeste a estimativa do intercepto, no modelo em que P é a variável dependente, é significativa a 8% e 7%, respectivamente

(4) Exclusive São Paulo

Para confirmar que a relação entre pobreza e inflação pode ser estimada através de uma equação quadrática, efetua-se novo ajuste excluindo os valores de 1986. Encontra-se que, mesmo sem esses dados discrepantes na série 1981–1990, é possível estabelecer que o nível de pobreza (mensurado por P ou H) é função em geral crescente da taxa de inflação, no Brasil e regiões (exceto em São Paulo, onde a equação ajustada é não significativa estatisticamente). As equações ajustadas mostram coerência com as obtidas incluindo-se os dados de 1986, embora com níveis de significância um pouco superiores. Tais resultados podem ser encontrados no Apêndice 6.

b) A relação entre Inflação e Desigualdade

Para verificar como as modificações no grau da desigualdade da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões estão associadas com a intensidade da inflação, de 1981 a 1990, segue-se o procedimento metodológico desenvolvido por HOFFMANN (1992a e 1992b).¹⁴³ A desigualdade da distribuição é representada pelo índice de Gini (G), e alternativamente pela porcentagem da renda recebida pelos 10% mais ricos da distribuição, tomando-se $C = (10^+)$. Como variáveis independentes trabalha-se com a taxa de inflação mensal nos meses de referência das PNAD de acordo com o INPC(π), e o tempo (y), em anos, medido em relação à 1980.

Vários modelos que relacionam desigualdade com inflação e tempo são ajustados¹⁴³. Para o Estado de São Paulo e regiões Sul e Sudeste, não se consegue

¹⁴³ De acordo com o procedimento metodológico proposto por HOFFMANN (1992a e 1992b), ajustou-se os seguintes modelos: G (ou C) = $\alpha_0 + \alpha_1\pi + u$; G (ou C) = $\alpha_0 + \alpha_1\pi + \alpha_2m + \alpha_2m^2 + u$; G (ou C) = $\alpha_0 + \alpha_1\pi + \alpha_2y + \alpha_3m + \alpha_4m^2 + u$. Adicionalmente, também foi ajustado o modelo G (ou C) = $\alpha_0 + \alpha_1\pi + \alpha_2(\Delta\text{PIB}) + \alpha_3m + \alpha_4m^2 + u$. Porém, em todos esses modelos não se conseguiu obter estimativas significativas dos coeficientes associados às variáveis explicativas, embora alguns deles apresentem coeficientes de determinação relativamente altos (o que pode decorrer do pequeno número de observações disponíveis para análise). Diante desses resultados, procurou-se outros modelos para exprimir a relação funcional entre inflação e desigualdade, considerando-se ou não a existência de tendência de crescimento ou redução da desigualdade no tempo, através da variável y .

estabelecer uma relação funcional significativa entre essas variáveis. Entretanto nas regiões Centro-Oeste e Nordeste, as melhores equações ajustadas indicam que a desigualdade é função crescente da inflação, sofrendo ou não influência significativa do efeito tempo.¹⁴⁴

Utilizando-se os valores de G e C para a região Centro-Oeste, obtêm-se as seguintes equações de regressão (teste t entre parênteses):

$$100G = 49,15 + 1,268y + 0,000183\pi^3$$

$$(55,772) \quad (8,674) \quad (6,974)$$

com coeficiente de determinação $R^2 = 0,9800$, e

$$C = 42,67 + 1,239y + 0,000199\pi^3$$

$$(47,824) \quad (8,371) \quad (7,479)$$

em que $R^2 = 0,9804$.

Nessas duas equações os coeficientes de regressão são todos estatisticamente diferentes de zero, ao nível de significância de 1%. Como o coeficiente de y nessas equações é positivo, o fato de o respectivo teste t ser significativo indica que ocorre, no período 1981–90, uma tendência de crescimento da desigualdade da distribuição da renda entre as pessoas economicamente ativas no Centro-Oeste, mesmo após considerado o efeito da inflação. Esse resultado é preocupante, pois a desigualdade nessa região já é extremamente elevada, e maior do que na maioria das outras regiões do país.

Na região Nordeste constata-se que a desigualdade é função crescente da inflação. As equações ajustadas que melhor expressam essa associação são as seguintes (teste t entre parênteses, altamente significativo para todos os coeficientes):

¹⁴⁴ Eliminando os valores de 1986 da série histórica de dados (de 1981 a 1990) os resultados obtidos não alteram as conclusões quanto às equações melhor ajustadas para o Brasil e regiões.

$$100G = 47,93 + 0,000173\pi^3$$

$$(71,544) \quad (4,728)$$

com coeficiente de determinação $R^2 = 0,7884$, e

$$C = 39,16 + 0,000175\pi^3$$

$$(60,622) \quad (4,958)$$

em que $R^2 = 0,8038$.

Nessa região há contribuição positiva da inflação para o crescimento da desigualdade. Observa-se que, ao ajustar modelo incluindo a variável tempo (y) como possível variável explanatória do nível de desigualdade, obtém-se resultado não significativo associado ao coeficiente de y . Isto indica que não há respaldo estatístico para afirmar que existe tendência de crescimento ou redução da desigualdade no tempo nessa região, diferentemente do encontrado para a região Centro-Oeste.

Para o Brasil, as melhores equações ajustadas são:

$$100G = 52,57 + 0,626y + 0,000056\pi^3$$

$$(57,088) \quad (4,100) \quad (2,054)$$

e

$$C = 45,04 + 0,548y + 0,000059\pi^3$$

$$(38,212) \quad (2,803) \quad (1,671)$$

ambas com coeficiente de determinação de cerca de 90%. As estimativas do intercepto e do coeficiente y são altamente significativas (ao nível de significância de 1%). Porém, quando a desigualdade é representada por G , o coeficiente de π^3 só é significativo a 9%,

e se a equação ajustada considera C como variável dependente, esse coeficiente só é significativo a 15%.¹⁴⁵

c) Inflação, Desigualdade e Pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira

Pelos resultados das análises anteriores, que buscam relacionar inflação com pobreza e desigualdade no setor rural brasileiro, de 1981 a 1990, existe respaldo estatístico para afirmar que:

- c.1. a pobreza aumenta com a intensidade da inflação;
- c.2. a desigualdade é função crescente da inflação nas regiões Nordeste e Centro-Oeste, e, admitindo-se um nível de confiança de cerca de 90%, também entre as pessoas ocupadas no setor agrícola brasileiro.¹⁴⁶

É provável que esse resultado seja, pelo menos em parte, decorrente do fato de a inflação acelerada causar uma perda do valor real dos salários em comparação com juros e lucros, aumentando a desigualdade da distribuição da renda. Outro aspecto que também pode contribuir para essa relação entre desigualdade e inflação é o fato de que são os assalariados de setores com sindicatos mais fracos ou mesmo não organizados os mais prejudicados pela aceleração do processo inflacionário (HOFFMANN, 1992b), entre os quais se destacam os trabalhadores rurais. Quanto à relação entre inflação e pobreza, é preciso considerar que a inflação reduz a renda disponível. E, conseqüentemente, embora a taxa de inflação não afete aquelas pessoas que já se encontram abaixo da linha de pobreza, devido à sua baixa disponibilidade de recursos, ela

¹⁴⁵ Admitindo como variável dependente o L de Theil, que é mais sensível às rendas mais baixas da distribuição, as estimativas de todos os coeficientes são significativas (a 1% e 3%), e o coeficiente de determinação é 91,06%.

¹⁴⁶ HOFFMANN (1992b) verifica que as mudanças no grau de desigualdade da distribuição da renda no Brasil no período 1981-90 estão associadas com a intensidade da inflação e com o decorrer do tempo. Observa ainda que o efeito da inflação sobre a desigualdade não é significativamente diferente nas áreas rurais e urbanas. BARROS, CARDOSO e URANI (1993) constatam que a desigualdade aumentou em 6 grandes áreas metropolitanas do Brasil, nos anos 80, pelo crescimento de inflação e do desemprego.

pode fazer “sumir” as economias das classes intermediárias, e com isso aumentar o número de pobres. Nesse sentido a inflação aumenta a pobreza e amplia a desigualdade de rendimentos (BARROS, CARDOSO e URANI, 1993).

Frente a esses resultados, é importante observar que a associação positiva entre taxa de inflação e medidas de desigualdade ou pobreza indica que a redução do processo inflacionário pode contribuir para uma melhor distribuição de rendimentos e menores índices de pobreza, no setor rural brasileiro, além de propiciar maior estabilidade e eficiência para a economia em geral.

4. CONDICIONANTES DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE AS PESSOAS OCUPADAS NA AGRICULTURA BRASILEIRA: 1981-1990

O estudo apresentado no capítulo anterior deste trabalho revela que a desigualdade da distribuição de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor rural brasileiro é elevada, e mantêm-se em persistente crescimento, em diferentes contextos econômicos. Destaca também que a alta concentração de rendimentos, aliada a diferentes níveis de rendimento médio no Brasil e diferentes regiões geográficas, traduz-se em elevados índices de pobreza, e contribui para aprofundar os históricos desequilíbrios regionais que caracterizam o país.

Este capítulo tem por objetivo aprofundar o conhecimento dos efeitos de alguns dos principais mecanismos responsáveis pela substantiva e persistente elevação da desigualdade no setor agrícola brasileiro, de 1981 a 1990, no país e em suas regiões. Para tanto, procura-se identificar e avaliar a importância relativa de algumas variáveis econômicas e sócio-demográficas que são condicionantes relevantes do rendimento individual na agricultura. As variáveis consideradas para essa análise são Sexo, Idade, Educação e Posição na Ocupação. A razão da escolha desses fatores como relevantes para o rendimento pessoal prende-se aos seguintes aspectos: i) por serem disponíveis e mensuráveis através dos resultados das PNAD; ii) porque podem ser consideradas como *proxy* razoáveis para captar a contribuição de treinamento e experiência das pessoas, as discriminações e segmentações do mercado, bem como a diferença de posse prévia de propriedade e riqueza.

Em termos mais específicos, investiga-se 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 sócio-econômicas responsáveis pelas alterações na distribuição do rendimento do trabalho na agricultura brasileira.

Essa análise tem como base de dados a distribuição das pessoas economicamente ativas ocupadas no setor agrícola, com 15 anos ou mais de idade, que trabalham 20 horas ou mais por semana, conforme renda (positiva) de todos os trabalhos, no Brasil e regiões (ver amostra no item 2.1.2. desta tese). A constituição dessa amostra, como anteriormente registrado, procura permitir que se trabalhe com um conjunto de informações mais homogêneo quanto às características do processo de formação de rendimento do trabalho, de forma a melhor refletir a desigualdade de rendimentos da população ocupada no setor rural brasileiro.

É preciso destacar, entretanto, que o mercado de trabalho pode funcionar tanto como gerador como revelador da desigualdade de rendimentos do trabalho. Ou seja, o mercado de trabalho revela desigualdade quando a desigualdade de rendimentos advém da heterogeneidade dos trabalhadores, relativamente aos atributos produtivos, entre os quais destacam-se educação e experiência. Nesse caso, a desigualdade de rendimentos do trabalho é uma simples transformação da desigualdade em capital humano, transformação essa que pode tanto ampliar como reduzir a desigualdade em capital humano. Nesse caso, a desigualdade encontra-se, em grande parte, associada a diferenciais de salários entre grupos educacionais ou categorias etárias. Por outro lado, o mercado de trabalho produz desigualdade quando remunera distintamente trabalhadores igualmente produtivos, sem base em nenhum critério explícito, ou seja, quando há segmentação. Ou ainda quando ocorre discriminação, de tal forma que o mercado remunera diferentemente trabalhadores igualmente produtivos, com base em atributos não-produtivos, entre os quais salientam-se cor e sexo. Nesses casos, a desigualdade de rendimentos do trabalho está ligada ou a diferenciais de salários entre setores de atividade e regiões, ou a diferenciais de salário por raça e gênero (conforme BARROS &

MENDONÇA, 1993 e RAMOS & TRINDADE, 1991). Salienta-se a diferença entre essas duas situações de desigualdade ligadas ao mercado de trabalho, pois elas pressupõem a adoção de diferentes estratégias destinadas a reduzi-las. Além disso, porque é importante entender a origem da desigualdade para realizar um diagnóstico correto das causas do elevado nível de concentração de rendimentos pessoais vigente na agricultura brasileira.

Dentro desse contexto, admitindo-se que a distribuição de rendimentos pessoais do trabalho é definida pelas condições de oferta e demanda de um conjunto de características pessoais, as rendas individuais são vistas como sendo determinadas pelas taxas de retorno aos atributos pessoais e pelas condições estruturais da economia. Sob esse enfoque, a presente análise considera simultaneamente vários mecanismos distintos associados à produção da desigualdade de rendimentos pessoais no setor rural brasileiro, como: i) a contribuição de treinamento e experiência, representada por educação e idade; ii) 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); iii) os efeitos da distribuição da riqueza, conforme representado por posição na ocupação. A contribuição da existência de padrões regionais diferentes em salários e custo de vida, produtividade e disponibilidade de fatores de produção é considerada ao se efetuar análises regionais. Conforme visto na tabela 11 do item (3.1.2.) deste estudo, a contribuição de região geográfica para a desigualdade global é relevante. O poder explicativo bruto dessa variável é, em média, de 9,25% (conforme a Redundância), e de cerca de 13,25% (de acordo com o *L* de Theil), no período 1981-1990.

Para esta pesquisa os elementos da população em estudo são agregados em sete categorias educacionais, oito faixas etárias, cinco grupos ocupacionais, e duas classes quanto à gênero (conforme item 2.2.3 deste trabalho).¹⁴⁷

¹⁴⁷ Nas análises envolvendo a classificação por nível de educação foi necessário excluir um pequeno número de pessoas que não estavam classificadas nos sete grupos educacionais constituídos. Foram excluídas de um mínimo de 7 a um máximo de 22 pessoas, nos 8 anos em estudo no Brasil, por apresentarem registros quanto a educação em branco, sem declaração ou não determinados. Dessa

As variáveis Educação, Idade, Sexo e Posição na Ocupação são definidas neste estudo como fatores relevantes do rendimento pessoal. Para melhor interpretar a magnitude da contribuição associada a cada uma dessas variáveis, entretanto, é preciso conhecer a real dimensão do potencial explicativo de cada uma delas, frente a algumas de suas limitações. Para tanto, apresenta-se o seguinte conjunto de considerações:

a) Quanto à Educação

Segundo alguns autores, entre os quais se destaca LANGONI (1973), a relação entre nível de educação e remuneração do trabalho é legitimada, *a priori*, pela teoria do capital humano. Sob tal concepção teórica, os investimentos em educação redundam em aumentos de produtividade, que têm como contrapartida ganhos de salário real, e se constituem exatamente nos benefícios privados de tais investimentos.

Entretanto, essa abordagem é fortemente criticada na literatura sobre distribuição da renda, tanto pelos que discordam do vínculo entre educação formal e produtividade¹⁴⁸, bem como por aqueles que identificam como maior falha a não consideração de qualquer aspecto relacionado com a estrutura de demanda por trabalho e restrições à mobilidade deste fator na economia (RAMOS, 1990a e 1993).

Além dessa crítica é preciso destacar que o número de anos de estudo formal realizados por uma pessoa, apenas, não capta as diferenças de qualidade de ensino que existem para um mesmo nível de educação, ou mesmo entre diferentes regiões geográficas brasileiras. Também não se considera, através dessa medida, o impacto do treinamento empresarial e de outros cursos para a qualificação da pessoa às necessidades do mercado, além de fatores como habilidade inata, ambiente familiar, inserção social e talento, entre outros, que exercem influência sobre a habilitação e produtividade dos trabalhadores.

forma, a análise por categorias de Sexo, Posição na Ocupação e Idade foi feita com um número um pouco maior de elementos do que o estudo desenvolvido por categorias educacionais.

¹⁴⁸ Segundo RAMOS (1990a, 1993), tal corrente defende que a escolaridade apenas sinaliza a posse de outras características importantes para a capacidade produtiva de uma pessoa.

Porém, apesar de restrições e divergências sobre o grau de relevância do nível educacional para a formação do rendimento do trabalho, sua importância não é negada por nenhuma vertente teórica. Segundo RAMOS (1993) a educação é reconhecida como um fator importante para a explicação dos salários individuais, de tal forma que quanto maior o nível de escolaridade do trabalhador, maior tende a ser o seu salário.

Apesar das limitações citadas, decide-se por incluir Educação como um dos condicionantes do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura. Seja por ela contribuir para elevar a produtividade individual, por sinalizar outras características produtivas, ou por se constituir como simples “credencial” para a explicação do rendimento individual do trabalho.

b) Quanto à Posição na Ocupação

A inclusão dessa variável é feita com o intuito de captar as diferenças no processo de formação dos rendimentos individuais do trabalho, associadas às diferenças da distribuição prévia da propriedade ou da acumulação de capital físico, no setor agrícola brasileiro. Admite-se para tanto a hipótese de que diferenças de acesso à propriedade são fortemente correlacionadas com a discriminação ocupacional, expressa no binômio empregado *versus* empregador (LANGONI, 1973). Trabalha-se com a suposição de que posição na ocupação pode ser assumida como uma *proxy* aceitável para a posse de capital e, de forma mais clara, para o grau de controle sobre os meios de produção (RAMOS, 1990a e 1993).

Há, entretanto, limitações à adoção dessa *proxy*. É possível considerar, por exemplo, o caso de trabalhadores classificados como empregadores, mas que tem 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 física, já que categoria ocupacional está associada com posse de capital. 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 da distribuição pessoal da renda.

c) Quanto à Idade

É considerada na análise com o objetivo de refletir os ganhos de rendimento do trabalho associados à experiência. É uma *proxy* para experiência, por captar o aumento de produtividade associado ao aprendizado no próprio trabalho, mas também reflete o aumento nas possibilidades de acumular capital físico. Além desses aspectos, ela também reflete a exploração dos diferenciais de produtividade existentes no mercado, decorrentes do maior acesso a informações, como treinamento na empresa e em outros cursos não formais.

d) Quanto a Sexo

A inserção dessa variável busca captar as diferenças nos rendimentos pessoais do trabalho associadas à discriminação do trabalho feminino. Tal discriminação é expressa por argumentos sobre diferenças de produtividade, como: menor potencial de força física (que reduzem as possibilidades de emprego feminino nos níveis mais baixos de qualificação), as maiores alternativas de emprego fora do mercado de trabalho (como atividades ligadas a cuidados domésticos e da infância); os maiores riscos e encargos trabalhistas para a empresa (como licença maternidade) (LANGONI, 1973). Também busca refletir o comportamento conservador e patriarcal da sociedade brasileira.

Além desses condicionantes do diferencial de rendimento entre as pessoas, existem outras importantes variáveis que poderiam também ser incluídas, como as relacionadas com o *status* familiar do indivíduo e com sua habilidade natural ou congênita (ou seja, medidas que descrevessem adequadamente o *background* familiar da pessoa e até mesmo sua habilidade natural, talento, tino comercial, etc.). Também seria importante conseguir indicadores seguros sobre a qualidade da educação, a educação não formal e nível de saúde em geral, além da inclusão 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 base de dados disponível (PNAD).

4.1. 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 brasileiro e em suas diferentes regiões, nos anos do período em estudo, é feita através da decomposição estática dos índices de Theil (R e L), segundo procedimento metodológico descrito no item (2.2.3.1.) deste trabalho.

4.1.1. Relação entre a desigualdade e a composição da população ocupada na agricultura brasileira segundo posição na ocupação, educação, idade, sexo e região geográfica.

As tabelas 36 e 37 apresentam o resultado de decomposições estáticas realizadas para o setor agrícola brasileiro. Essas decomposições são baseadas em partições univariadas e multivariadas da população em estudo, conforme R e L , para os 8 anos do período pesquisado: 1981, 1983 e 1985 a 1990.

**Tabela 36 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática
(%) da Redundância: Brasil ⁽¹⁾ (1981 a 1990).**

VARIÁVEL	ANO		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	B	M
Educação (ED)	18,49	12,58	19,39	9,73	19,34	12,78	26,98	16,67	25,80	19,48	25,38	14,28	23,09	13,65	20,48	14,39	22,36	14,22		
Idade (ID)	6,42	5,93	7,11	4,57	6,94	6,01	5,24	6,13	5,69	9,38	5,46	4,84	5,58	5,15	5,99	8,01	6,05	6,25		
Pos. Ocupação (PO)	31,53	14,85	39,55	17,82	34,35	15,95	34,41	14,99	34,25	14,93	32,79	13,69	36,81	15,50	33,76	15,41	34,68	15,39		
Sexo (SE)	3,23	2,28	4,26	1,93	3,39	2,49	3,15	1,61	3,46	2,25	2,55	1,82	2,56	1,74	2,40	1,51	3,12	1,95		
ED + ID + PO	46,54		51,95		49,73		53,41		56,02		49,34		51,97		51,32					
ED + ID + SE	33,97		36,06		36,27		40,03		43,34		37,47		38,21		37,42					
ID + PO + SE	36,24		44,15		39,44		38,35		38,79		36,88		40,06		38,24					
ED + PO + SE	42,89		49,31		46,21		48,89		48,89		46,32		48,56		44,82					
ED + ID + PO + SE (todas)	48,82		53,88		52,22		55,02		58,27		51,16		53,71		52,83					

(1) Pessoas ocupadas na agricultura brasileira 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

Tabela 37 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil: Brasil ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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)	18,45	9,63	20,59	8,33	21,99	11,23	24,88	12,21	25,87	11,92	23,59	11,18	23,48	10,01	22,30	10,30	22,64	10,60
Idade (ID)	9,47	5,69	11,69	5,37	11,05	6,01	8,61	6,00	9,16	6,08	8,43	4,99	9,15	4,48	10,15	6,00	9,71	5,58
Pos. Ocupação (PO)	29,67	11,58	38,67	14,40	33,81	12,17	34,45	12,16	33,07	11,04	30,67	11,07	36,87	12,18	36,46	12,77	34,21	12,15
Sexo (SE)	5,22	3,54	7,84	3,80	5,99	3,71	5,74	3,20	6,23	3,85	4,23	3,03	4,49	3,09	4,45	3,29	5,52	3,43
ED + ID + PO	43,20		51,73		49,93		50,31		49,45		45,71		49,25		50,09			
ED + ID + SE	35,16		41,13		41,47		41,35		42,26		37,67		40,16		40,61			
ID + PO + SE	37,11		47,20		42,41		41,30		41,38		37,56		42,33		43,08			
ED + PO + SE	41,05		50,16		47,63		47,51		47,22		43,75		47,86		47,38			
ED + ID + PO + SE	46,74		55,53		53,64		53,51		53,30		48,74		52,34		53,38			
(todas)																		

(1) Pessoas ocupadas na agricultura brasileira 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

A variável posição na ocupação (isto é, a divisão da população ocupada segundo empregadores, trabalhadores por conta-própria, empregados e volantes com e sem-intermediário) destaca-se como o fator que explica, individualmente, a maior parcela da desigualdade em cada ano analisado. Seu poder explicativo varia entre 31,53% e 39,55% da desigualdade total conforme a redundância, dependendo do ano considerado, sendo em média, no período, de 34,68%. Pelo *L* de Theil essa contribuição oscila entre 29,67% e 38,67% com média de 34,21%. Educação é a segunda variável mais importante, respondendo por cerca de 18,49% a 26,98% da desigualdade total conforme a redundância, e por 18,45% a 25,87% de acordo com o *L* de Theil, apresentando uma média de cerca de 22% no período. Segue-se em importância a contribuição associada à idade, sendo sexo a variável que apresenta as menores explicações brutas para a desigualdade total. Diante desses resultados, observa-se que o poder explicativo bruto da variável Região Geográfica para a desigualdade total, apresentado na tabela 11, de cerca de 13% em média no período, é ligeiramente superior ao associado à divisão da população em grupos etários. Em consequência, a contribuição de região para a desigualdade total só é superada por educação e posição na ocupação, conforme pode ser visto na figura 14.

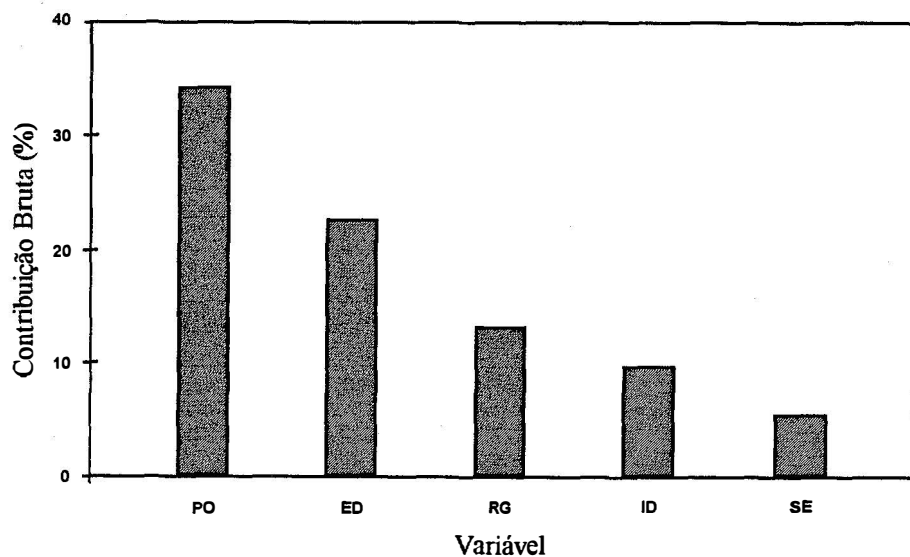


Figura 14 - Contribuição bruta de algumas variáveis, na explicação da desigualdade total de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, conforme o valor médio do L de Theil (de 1981 a 1990).

Esse quadro praticamente não se altera quando se consideram as contribuições marginais (ou seja, quanto cada fator acrescenta de explicação ao modelo quando se passa de três para as quatro variáveis adotadas no modelo completo), nos períodos 1981-1985 e 1989-1990. Entretanto, de 1986 a 1988, a contribuição marginal de educação apresenta-se maior ou muito próxima da contribuição marginal associada à posição na ocupação.

A divisão da população em sub-grupos por categorias educacionais, faixas etárias, sexo e posição na ocupação, explica cerca de 50% da desigualdade total. Os outros 50% são devidos à desigualdade dentro dos grupos considerados na partição, inclusive às diferenças associadas a distintas regiões geográficas. A proporção da explicação bruta nesse modelo completo cresce entre os anos extremos do período: 1981 e 1990 (de 48,82% para 52,83% por R , e de 46,74% para 53,38% conforme L).

A maior relevância da variável posição na ocupação na decomposição efetuada destaca a importância do conceito de classes e distribuição da riqueza entre os condicionantes do rendimento do trabalho no setor agrícola brasileiro. Esse resultado é

coerente com outros estudos sobre distribuição de renda na agricultura, como o trabalho pioneiro de FISHLOW (1973)¹⁴⁹, e pesquisas mais recentes desenvolvidas por HOFFMANN (1993a, 1994a, 1994b) e HOFFMANN & SCAMPINI (1995).

Embora educação seja a variável preponderante na explicação da desigualdade de renda em áreas urbanas do Brasil, conforme a maior parte de pesquisas contemporâneas sobre o assunto ¹⁵⁰, no setor agrícola sua importância é inferior àquela definida pela variável posição na ocupação.

No contexto do modelo utilizado neste estudo, admite-se que educação é um dos condicionantes importantes do rendimento do trabalho. Entretanto, sabe-se que existe interação entre renda e escolaridade, de tal forma que há causalção nos dois sentidos entre essas variáveis. No Brasil, e especificamente no setor rural, ocorre historicamente uma perversa relação entre esses fatores, pois a renda familiar é um dos determinantes significativos da escolaridade alcançada pelas pessoas. Se nível educacional elevado é monopolizado pelos que já são ricos, e ao longo do tempo essas pessoas passam para seus filhos as oportunidades do comando do capital e da renda, de forma não necessariamente associada a aumentos de produtividade, o crescimento do número de pessoas instruídas não altera significativamente o padrão estabelecido de desigualdade na sociedade.

Esses aspectos indicam porque educação tem poder explicativo bruto menor do que posição na ocupação na explicação da desigualdade de rendimentos do trabalho no setor agrícola, na medida em que esta última variável está associada à posse prévia de capital e riqueza. Tais fatos, entretanto, não negam a validade do investimento em educação como um meio de influenciar o crescimento da renda nesse setor. Apenas revelam que a questão da desigualdade de rendimentos pessoais nas áreas rurais brasileiras deve ser trabalhada considerando-se não só a necessidade de melhoria

¹⁴⁹ Entre os estudos sobre distribuição da renda desenvolvidos após os anos 60, FISHLOW (1973) foi o primeiro pesquisador a registrar a maior importância da variável posição na ocupação como determinante do rendimento das pessoas na agricultura brasileira.

¹⁵⁰ Ver, entre outros, os trabalhos de BARROS & MENDONÇA (1993); BARROS & REIS (1989, 1990, 1991); BONELLI & RAMOS (1993); FISHLOW, FISZBEIN & RAMOS (1993) e RAMOS & TRINDADE (1991).

educacional, mas também pelo enfrentamento dos problemas estruturais, particularmente a concentração da posse da terra.

4.1.2. Análise da importância relativa da posição na ocupação, educação, idade, sexo e região para o rendimento das pessoas ocupadas na agricultura brasileira.

Com o intuito de ratificar os resultados encontrados através da decomposição estática dos índices de Theil (R e L) quanto à contribuição de posição na ocupação, educação, idade, sexo e região para a desigualdade de rendimentos do trabalho, procura-se, a seguir, estudar o impacto marginal de cada uma dessas variáveis. Ou seja, determinar a importância relativa de cada uma delas, quando todas as outras são levadas em consideração. Também são estimados os diferenciais de rendimento associados às diferentes categorias de cada uma das variáveis, e analisada a sua evolução no período.

a) Modelo utilizado

Para avaliar a contribuição marginal das variáveis educação, posição na ocupação, idade, sexo e região para as diferenças individuais de renda, efetua-se uma análise de regressão ponderada com base nas informações disponíveis na amostra A. Nessa análise admite-se como variável dependente o logaritmo natural do rendimento mensal de todos os trabalhos, indicado por $\ln(RTTR)$.¹⁵¹ Os efeitos dos fatores condicionantes do rendimento são captados através de conjuntos de variáveis binárias¹⁵²

¹⁵¹ Essa análise também foi realizada tomando-se como variável dependente o logaritmo natural do rendimento mensal de todos os trabalhos ($RTTR$) normalizado pelo número de horas de trabalho semanal da pessoa (o $RTTR$ de cada pessoa dividido pelo total de horas semanais de trabalho declarado). Nesse caso, o coeficiente de determinação obtido é sempre menor, em decorrência da provável superestimação do número de horas semanais (próximo a 100) que algumas pessoas declaram trabalhar semanalmente, afetando os resultados.

¹⁵² Ou variáveis *dummies*, que são aquelas que assumem somente os valores 1 (se o indivíduo pertence àquele grupo) e zero (caso contrário).

que permitem distinguir o sexo (variável S); as 8 categorias de idade (variáveis I_h , com $h = 1, \dots, 7$); as categorias ou níveis educacionais (variáveis E_i , com $i = 1, \dots, 6$); as 5 categorias de posição na educação (variáveis P_j , com $j = 1, \dots, 4$) e as 5 regiões geográficas consideradas (variáveis R_m , com $m = 1, \dots, 4$). A forma funcional do modelo adotado¹⁵³, chamada equação de rendimentos, é a que se segue:

$$\ln (RTTR_t) = \alpha_t + \beta_t S_t + \sum_{h=1}^7 \gamma_{ht} I_{ht} + \sum_{i=1}^6 \delta_{it} E_{it} + \sum_{j=1}^4 \theta_{jt} P_{jt} + \sum_{m=1}^4 \varphi_{mt} R_{mt} + u_t$$

onde: u_t é um erro aleatório que representa os efeitos de todas as variáveis que afetam o rendimento e não foram consideradas no modelo, no ano t , obedecendo às pressuposições estatísticas usuais. Os valores assumidos por t são:

$$t = 1981, 1983, 1985, 1986, 1987, 1988, 1989, 1990.$$

Esse modelo é estimado para cada um dos 8 anos do período considerado (de 1981 a 1990)¹⁵⁴. Para evitar perfeita multicolinearidade, deixa-se uma categoria de cada variável representada no grupo de referência (ou base). Para tal grupo são escolhidos os indivíduos sem instrução (ou com menos de 1 ano de estudo), que são volantes sem intermediário, com 15 a 17 anos de idade, do sexo feminino, e que residem

¹⁵³ 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) e RAMOS (1993). A decisão por essa formulação logaritmica também considera resultado da análise empírica sobre a natureza da distribuição dos valores de $RTTR$ e $\ln (RTTR)$, realizada com auxílio de procedimentos básicos do SAS (Statistical Analysis Software). Além disso, a formulação logaritmica é uma forma de reconhecer que a distribuição da renda é positivamente assimétrica, e também que o efeito das variáveis explicativas sobre a renda tende a ser proporcional, e não absoluto.

¹⁵⁴ O modelo é estimado através da utilização do *Procedure GLM* do SAS (procedimento do SAS - *Statistical Analysis Software* - para estimação de modelos lineares generalizados).

natural da renda mensal de todos os trabalhos dos indivíduos pertencentes ao grupo de referência no ano t .

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

b) Resultados e Discussão

A tabela 38 apresenta o número de elementos (N) considerado na análise nos 8 anos do período¹⁵⁵, os valores de F , e do coeficiente de determinação (R^2). Também mostra a contribuição marginal de cada um dos fatores para a explicação das variações no logaritmo do rendimento mensal das pessoas ocupadas na agropecuária brasileira, de 1981 a 1990.

O coeficiente de determinação do modelo ajustado, considerando os 8 anos em análise, varia de um mínimo de 27,65% em 1981 para um máximo de 42,41% em 1985. No decorrer do período, o valor desse coeficiente indica que os fatores considerados explicam estatisticamente menos de 43% das variações do logaritmo do rendimento das pessoas ocupadas no setor agrícola brasileiro. Apesar desse valor ser aparentemente baixo, observa-se que este oscila em torno de 40%, o que, de acordo com resultados de outros trabalhos em análises econômicas semelhantes, pode ser admitido

¹⁵⁵ A diferença entre o tamanho da amostra (tabela 2) e o número de elementos considerado na análise (tabela 38) corresponde a observações não declaradas, não determinadas ou perdidas.

Explicação do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura brasileira:⁽¹⁾ 1981 a 1990. Contribuição para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado.

	ANO									
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1		
MARGINAL DE CADA FATOR ⁽⁴⁾										
10,95	10,79	8,63	8,44	10,34	8,09	8,47	1			
9,40	8,69	8,68	7,83	8,17	7,90	7,38				
10,61	8,48	7,37	10,58	11,04	12,40	11,73	1			
18,98	25,63	20,68	19,81	17,80	18,24	20,73	1			
13,99	9,66	15,47	13,90	14,25	13,84	11,37	1			
63,93	63,25	60,83	60,56	61,60	60,47	59,68	6			

1. Rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

2. Fatores estatisticamente significativos ao nível de 1%.

3. R^2 (%)

4. Marginal do fator (SSII (fator)/SSMODEL) conforme Procedure GLM/SAS, em percentual (%)

como razoável, dada a natureza e disponibilidade das informações para esse tipo de estudo¹⁵⁶. Admitir esse valor como razoável decorre do fato de que o rendimento individual é, em grande parte, aleatório e afetado por características da pessoa cuja mensuração é praticamente impossível e que vários condicionantes importantes do rendimento não são considerados no presente estudo porque não são obtidos nas PNAD (como área de terra e o volume de capital que as pessoas possuem, entre outros já anteriormente citados).

Os valores de F são estatisticamente significativos ao nível de 1% em todos os anos do período, o que indica a significância do conjunto de variáveis explicativas para o modelo ajustado. Todos os fatores considerados no modelo também apresentam influência estatisticamente significativa ao nível de 1%.

Com o intuito de avaliar a importância relativa de cada um dos fatores considerados, calcula-se sua contribuição marginal para a explicação das variações no logaritmo do rendimento das pessoas ocupadas na população em estudo ($RTTR$), ou seja, o aumento da parte explicada das variações de $\ln(RTTR)$ obtido com a introdução do respectivo grupo de variáveis binárias depois que todas as demais variáveis são incluídas.¹⁵⁷

Essas contribuições, como porcentagem da parte das variações de $\ln(RTTR)$ explicadas pelo modelo completo, e em valores médios para o período de 1981 a 1990, são: Sexo (9,57%), Idade (8,11%), Educação (10,43%); Posição na Ocupação (20,19%) e Região (13,14%). A figura 15 ilustra esses resultados

¹⁵⁶ LANGONI (1973) obteve os valores de R^2 de 50,74% e 57,20% para regressões análogas referentes à distribuição de rendimentos individuais no Brasil, em 1960 e 1970, respectivamente. RAMOS (1993) obteve valores em torno de 48% na análise da distribuição de rendimentos dos homens ocupados no setor urbano brasileiro, de 1976 a 1985. HOFFMANN (1993a, 1994a, 1994b) obteve valores para R^2 correspondentes a 46,4%, 48,2% e 37%, considerando a distribuição das pessoas ocupadas no setor agrícola de São Paulo em 1989, de Goiás em 1990, e do Rio Grande do Sul em 1985, respectivamente.

¹⁵⁷ Esse cálculo é feito considerando-se a soma de quadrados tipo II do *SAS* (*Statistical Analysis Software*), em um modelo sem interação.

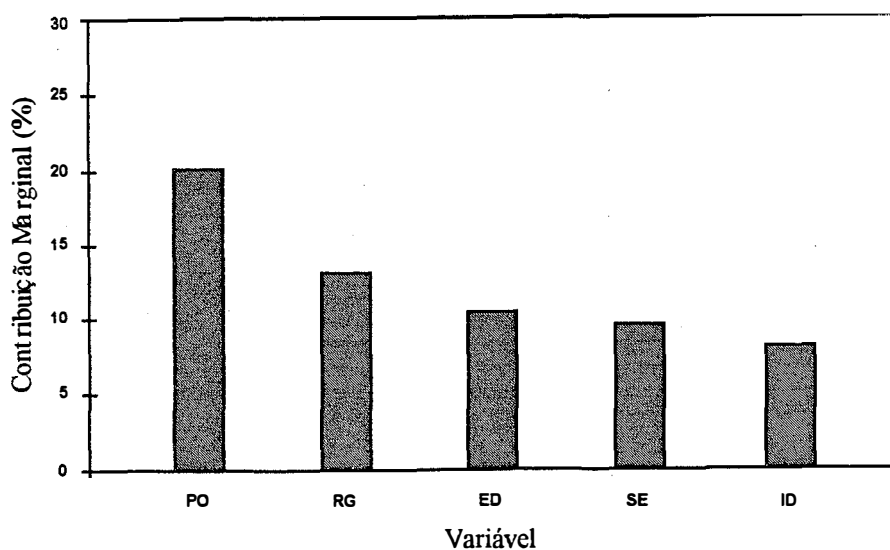


Figura 15 - Contribuição Marginal (valor médio de 1981 a 1990) de algumas variáveis na explicação da variação do $\ln(RTTR)$ para as pessoas ocupadas na agricultura brasileira.

Pela evolução dos valores dessas contribuições, e mesmo pela sua média no período, observa-se que esses resultados são consistentes com aqueles obtidos pela decomposição estática dos índices de Theil (R e L), apresentados nas tabelas 36 e 37.

Posição na ocupação tem importância destacada reafirmada como condicionante do rendimento do trabalho na agricultura. O nível de renda dos empregadores é bem superior ao das demais categorias, e a condição básica para uma pessoa ser membro dessa categoria é, sem dúvida, a posse de uma quantidade substancial de meios de produção, inclusive a terra¹⁵⁸. Região é outro condicionante importante do rendimento, dadas as diferenças de nível técnico, produtividade e padrões regionais de salários e outros aspectos ligados aos desequilíbrios regionais.

Escolaridade apresenta-se também como outro importante condicionante do rendimento, superando a importância relativa de sexo e idade, a partir de 1986. Esse comportamento parece indicar que educação tem sua contribuição aumentada em épocas

¹⁵⁸ Ver HOFFMANN (1994b)

de maior instabilidade econômica e aceleração inflacionária, como aquela que caracteriza a segunda parte do período em estudo (particularmente após 1986).

A tabela 39 registra os coeficientes da equação de regressão ajustada em cada ano estudado, ou seja, as estimativas dos diferenciais de rendimento associados a sexo, idade, educação, posição na ocupação e região. Na tabela 40 são apresentados os números índices proporcionais às estimativas desses diferenciais de rendimento, ou seja, o valor esperado do rendimento de uma dada categoria de uma dada variável, em relação ao rendimento médio da categoria eleita para base nesse fator (já considerados os efeitos das demais variáveis analisadas).

Verifica-se pelos resultados que, depois de descontados os efeitos de idade, educação, posição na ocupação e região, o rendimento de um homem tende a ser, em média, cerca de 74,5% maior do que o de uma mulher. Observa-se ainda que esse diferencial aumenta entre 1981 e 1990, passando de 75% a 85%. Esse resultado é coerente com a existência de discriminações gerais contra as mulheres. Ressalta-se, entretanto, que a porcentagem de mulheres na amostra (para o Brasil) é bem menor do que a de homens.¹⁵⁹

O rendimento médio tende a aumentar com a idade. Tomando como base o rendimento médio das pessoas que têm de 15 a 17 anos, e depois de descontados os efeitos das demais variáveis observadas no modelo, verifica-se que o valor esperado do rendimento é maior quanto maior a idade, sendo máximo para aqueles que têm de 40 a 59 anos, reduzindo-se a seguir para os que têm 60 anos ou mais. A composição percentual da população conforme faixas etárias encontra-se na tabela A7.2 no Apêndice 7. Essa composição mostra que cerca de 65% da PEA na agricultura considerada nesse estudo é constituída por pessoas com 30 anos ou mais, e apenas 35% é constituída por pessoas mais jovens.

¹⁵⁹ Esse percentual varia de um mínimo de 11,4% (em 1986) a um máximo de 13,7% (em 1983). Ver tabela A7.1, no Apêndice 7.

Tabela 39 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura brasileira⁽¹⁾ (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		0,5614	0,5457	0,5505	0,5309	0,5944	0,5213	0,5427	0,6202
Mulher		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IDADE									
+ de 60 anos		0,3128	0,3198	0,4072	0,3727	0,4355	0,3784	0,4072	0,3730
50 a 59 anos		0,5609	0,5622	0,6259	0,5598	0,6033	0,5928	0,5793	0,5682
40 a 49 anos		0,5745	0,5669	0,6144	0,5646	0,6517	0,5893	0,6040	0,5636
30 a 39 anos		0,4650	0,4557	0,4887	0,4509	0,5160	0,4922	0,4871	0,4430
25 a 29 anos		0,3535	0,3343	0,3722	0,3373	0,3773	0,3693	0,2911	0,3530
20 a 24 anos		0,2345	0,2109	0,2140	0,2320	0,2437	0,2253	0,2335	0,2093
18 a 19 anos		0,1199	0,1037	0,1039	0,0926	0,1650	0,1488	0,1318	0,1220
15 a 17 anos		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
EDUCAÇÃO									
Superior		1,5280	1,3946	1,3782	1,7650	1,5373	1,7578	1,5606	1,6722
Colegial		0,9694	0,8881	0,7617	0,8624	1,0292	0,9136	1,0736	0,8516
Ginásio Completo		0,6500	0,5536	0,6187	0,5390	0,7703	0,7009	0,6951	0,5510
Ginásio Incompleto		0,4716	0,4186	0,4408	0,4484	0,4446	0,4415	0,5012	0,5025
Primário Completo		0,3552	0,3098	0,3491	0,3203	0,3580	0,3476	0,3402	0,3310
Primário Incompleto		0,2212	0,1708	0,1766	0,1794	0,2356	0,1958	0,2255	0,1781
Sem instrução		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		1,2057	1,5568	1,4895	1,3537	1,3510	1,5110	1,4410	1,3092
Conta-própria		0,1452	0,2511	0,2235	0,2073	0,1141	0,3499	0,3188	0,2750
Empregado		0,1122	0,1637	0,1548	0,1071	0,1791	0,2785	0,2241	0,2072
Vol. c/ intermediário		0,1091	0,0596	0,2132	0,2276	0,2677	0,1511	0,2704	0,1720
Vol. s/ intermediário		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
REGIÃO									
São Paulo		0,5944	0,5175	0,6776	0,5889	0,7283	0,7384	0,6513	0,7117
Sul		0,4516	0,3653	0,5597	0,4219	0,4406	0,3959	0,3855	0,3544
Sudeste		0,2420	0,2217	0,3116	0,3525	0,2674	0,2492	0,2903	0,1912
C-Oeste		0,3821	0,4099	0,5748	0,6193	0,5802	0,4680	0,5224	0,5270
Nordeste		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: a) Resultados obtidos com auxílio do *Procedure GLM/SAS*.

b) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%, exceto o referente a categoria Volante com intermediário (Posição na Ocupação) em 1983, o qual é estatisticamente significativo ao nível de 2%.

Tabela 40 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura brasileira⁽¹⁾ (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		175	172	173	170	181	168	172	185
Mulher		100	100	100	100	100	100	100	100
IDADE									
+ de 60 anos		136	137	150	145	154	146	150	145
50 a 59 anos		175	175	187	175	183	181	178	176
40 a 49 anos		177	176	185	176	192	180	183	175
30 a 39 anos		159	158	163	157	167	163	163	155
25 a 29 anos		142	139	145	140	146	144	134	142
20 a 24 anos		126	123	124	126	127	125	126	123
18 a 19 anos		113	111	111	109	118	116	114	113
15 a 17 anos		100	100	100	100	100	100	100	100
EDUCAÇÃO									
Superior		461	403	397	584	465	580	476	532
Colegial		263	243	214	237	280	249	292	234
Ginásio Completo		191	174	185	171	216	201	200	173
Ginásio Incompleto		160	152	155	156	156	155	165	165
Primário Completo		142	136	142	138	143	141	140	139
Primário Incompleto		125	118	119	119	126	121	125	119
Sem instrução		100	100	100	100	100	100	100	100
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		334	474	443	387	386	453	422	370
Conta-própria		115	128	125	123	112	142	137	131
Empregado		112	118	116	113	119	132	125	123
Vol. c/ intermediário		111	106	124	125	130	116	131	118
Vol. s/ intermediário		100	100	100	100	100	100	100	100
REGIÃO									
São Paulo		181	168	197	180	207	209	192	204
Sul		157	144	175	152	155	148	147	142
Sudeste		127	125	136	142	130	128	133	121
C-Oeste		146	150	177	186	178	159	168	169
Nordeste		100	100	100	100	100	100	100	100

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Educação e rendimento apresentam associação positiva. Maior nível educacional associa-se com rendimento mais elevado. O rendimento de pessoas com educação superior tende a ser no mínimo 3,97 vezes maior do que o de pessoas sem instrução (ou com menos de 1 ano de estudo), o que ocorre em 1985. Em 1986 esse valor assume seu máximo que é de 5,84 vezes. Isso mostra que educação superior significa maiores possibilidades de acesso às posições mais bem remuneradas, mesmo depois de eliminado o efeito de diferenças de sexo, idade, posição na ocupação e região. Nível colegial significa um rendimento 2,14 a 2,92 vezes maior do que o rendimento dos sem instrução (ou com menos de 1 ano de estudo), enquanto primário completo significa um rendimento de 36% a no máximo 43% superior àqueles sem instrução. Esses resultados permitem efetuar outros tipos de comparações que envolvem diferenciais esperados de rendimentos entre diferentes categoriais de uma dada variável. Observa-se, por exemplo, que em 1981, uma pessoa com nível superior de escolaridade tem rendimento que tende a ser 3,25 vezes maior que o rendimento de uma pessoa com primário completo (o que equivale afirmar que o rendimento de uma pessoa com instrução primária completa é de cerca de 30,9% do valor do rendimento de quem tem nível superior de escolaridade). O diferencial de rendimentos entre escolaridade superior e primário completo aumenta no período em análise, pois em 1990 o rendimento de uma pessoa com nível superior de escolaridade tende a ser 3,83 vezes maior do que o de uma com primário completo (tal que o rendimento desta última corresponde a apenas 26,2% do que o da pessoa que tem nível superior).

Tendo como base os volantes sem intermediário, e descontando-se os efeitos das diferenças associadas às demais variáveis, observa-se que o rendimento cresce na seguinte escala por categorias ocupacionais consideradas: volante com intermediário, empregado, conta-própria e empregador. Ser empregador significa ter rendimento que tende a ser no mínimo 3,34 vezes (e no máximo 4,74) maior do que o do trabalhador volante, e no mínimo 2,98 vezes (e no máximo 4,02) do que o de um empregado.

O rendimento esperado de uma pessoa que reside em São Paulo, e nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste, é maior do que a de uma que reside no Nordeste, mesmo já considerados os efeitos das diferenças de sexo, idade, educação e posição na

ocupação. Em 1990 uma pessoa que reside em São Paulo tende a ganhar 2,04 vezes o que ganha uma residente no Nordeste. Se é da região Centro-Oeste esse valor é de 1,69, enquanto é 1,42 para a região Sul e 1,21 para a região Sudeste. De 1981 a 1990 o diferencial aumenta, considerando São Paulo e Centro-Oeste, e diminui para as regiões Sul e Sudeste.

c) Aspectos relevantes

Essa análise destaca posição na ocupação como o fator condicionante que apresenta maior contribuição marginal para a explicação das diferenças de rendimentos entre as pessoas ocupadas no setor agrícola brasileiro, de 1981 a 1990. Esse resultado é coerente com o obtido anteriormente neste trabalho, e com outros estudos desenvolvidos para a área rural nos anos 80, que também identificam posição na ocupação como o principal fator condicionante da desigualdade de rendimentos pessoais no setor agrícola brasileiro.¹⁶⁰

A importância de posição na ocupação é reforçada quando se analisa a evolução dos diferenciais de rendimentos. Em todas as categorias ocupacionais consideradas esse diferencial se amplia entre 1981 e 1990, aumentando a distância entre o rendimento do empregador (normalmente possuidor de capital) em relação ao rendimento das demais categorias (geralmente empregados assalariados e trabalhadores autônomos). Constata-se que em 1990, 6,6% das pessoas são empregadores, 79,2% são empregados ou trabalham por conta-própria, e 14,2% são volantes — 2,5% com intermediário, e 11,7% sem intermediário. (Ver tabela A7.3 no Apêndice 7) Esses valores indicam que a distribuição de renda, além de poder ser afetada por mudanças estruturais ligadas à distribuição da propriedade, pode ter sua situação melhorada pelo fortalecimento das organizações de assalariados, pois estas podem exercer forte pressão para a diminuição da desigualdade de rendimentos entre as categorias ocupacionais no setor agrícola brasileiro.

¹⁶⁰ Conforme HOFFMANN (1993a, 1994a, 1994b) e HOFFMANN & SCAMPINI (1995).

Região é a variável que apresenta a segunda maior contribuição, em termos marginais, para a explicação da desigualdade, sendo seguida por educação, sexo e idade. Esse é um indicador adicional a justificar que se efetue, no próximo item deste trabalho, análise regional sobre as principais condicionantes do rendimento no setor agrícola brasileiro. A tabela 3 deste trabalho mostra que no Nordeste concentra-se cerca de 45% da população ocupada na agricultura brasileira em 1990 (pessoas com renda positiva de todos os trabalhos, com 15 anos ou mais de idade, e que trabalham 20 horas ou mais por semana), enquanto no Estado de São Paulo encontra-se apenas 5,5% dessa população.

Educação também é um condicionante importante do rendimento. Melhorar o nível (e qualidade) da escolaridade, entretanto, é imprescindível não apenas como condição para rendimentos mais elevados, mas fundamentalmente para o pleno exercício da cidadania. Particularmente ao observar-se que, em 1990, cerca de 43% das pessoas ocupadas na agricultura brasileira possuem menos de 1 (um) ano de escolaridade ou nenhuma instrução e 71,8% têm no máximo até a 3ª série do primeiro grau, enquanto apenas 0,7% possuem nível superior. (Ver tabela A7.4 no Apêndice 7). Reforça-se a importância da Educação como condicionante relevante da desigualdade individual de rendimentos, ao verificar-se que ocorre um aumento do diferencial de rendimentos das pessoas com nível superior (em relação aos sem instrução ou que possuem menos de 1 ano de escolaridade), de 1981 a 1990, no setor agrícola brasileiro. (Ver tabelas 39 e 40).

4.1.3. Relação entre a desigualdade e a composição da população ocupada na agricultura das diferentes regiões brasileiras, segundo posição na ocupação, educação, idade e sexo.

4.1.3.1. Estado de São Paulo

A decomposição estática dos índices de Theil (*R* e *L*) efetuada para os oito anos em estudo e nas diferentes regiões do país, destaca o Estado de São Paulo como o

local em que melhor se ajusta o modelo utilizado nesta pesquisa. (Ver tabelas 41 e 42). Nesse Estado, a decomposição da desigualdade, conforme o modelo completo adotado (em que as pessoas ocupadas são divididas conforme categorias ou grupos educacionais, etários, de posição ocupacional e sexo), mostra que a explicação bruta alcança, em 1990, 91,14% (conforme *R*) ou 80,65% (conforme *L*).

Tabela 41 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância: São Paulo ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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. 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

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

A participação dos fatores 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). Essa tendência parece indicar que as variáveis selecionadas para esta análise ganham peso no período. Observa-se inclusive que o poder explicativo bruto do modelo completo, no decorrer de 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 1981-1990. (Ver tabela A8.1 e Figura A8.1 no Apêndice 8). 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%, conforme tabela 34), enquanto o valor do salário mínimo corresponde a cerca de 50%, em termos reais, do seu valor no início dos anos 80 (Ver tabela A8.1 no Apêndice 8)

Constata-se que nesse Estado, em que 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 é, entre as regiões consideradas neste trabalho, aquela em que é maior a proporção de empregados na população ocupada, cujo valor é de 58,8% do total das pessoas ocupadas no setor agrícola, em média, no período (Ver tabelas A9.1 a A9.5 no Apêndice 9), enquanto é menor a proporção de trabalhadores por conta-própria (média de 17,2% nos 8 anos analisados). 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 da 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)¹⁶¹ evidencia que em 1983 este encontra-se 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. A mesma evolução do salário mínimo real é evidenciada usando-se como deflator o INPC do IBGE. (Ver tabela A8.1 e Gráfico A8.1 no Apêndice 8).

Diante desse quadro, parece ser possível afirmar que no setor agrícola de São Paulo, no período de 1981-1990, 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 melhor explica, através das variáveis consideradas, a desigualdade total. Ainda, que essa explicação é tanto maior quanto maior a desigualdade total,¹⁶² dando consistência às variáveis selecionadas como condicionantes do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura, e destacando de forma relevante o papel de posição na ocupação como *proxy* de posse prévia de capital e riqueza. Nesse Estado, posição na

¹⁶¹ Conforme SILVA, A. B. O. et alii (1993, p. 16)

¹⁶² Em 1983, 1987 e 1990 os índices *R*, *L* e *G* atingem picos de valores máximos em São Paulo (ver tabelas 10, 12 e 13), bem como os indicadores (10^+), (5^+) e (1^+) (conforme tabelas 15, 16 e A1.8). Observa-se ainda que 1990 apresenta os maiores valores dos indicadores de desigualdade na agricultura paulista, no período em estudo.

ocupação explica, em média, cerca de 50% da desigualdade total (46,85% por R , e 54,13% conforme L) no período, enquanto educação contribui com aproximadamente 25%.

A decomposição feita pelo índice L de Theil apresenta o fator idade, em São Paulo, com um poder explicativo elevado, e muito próximo daquele exercido por educação, o que não ocorre nas demais regiões do país (Ver tabela 42). 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 qualificação e treinamento associados à 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.

Em termos marginais posição na ocupação é também o fator que mais contribui para a desigualdade, após considerados 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 em última posição. É interessante observar que em 1987 e 1990, em que ocorrem os dois maiores picos de desigualdade (por R , L , ou G , conforme tabelas 10, 12 e 13) nesse Estado, e em que o modelo completo de decomposição apresenta maior poder explicativo conforme R , a maior contribuição marginal para a desigualdade é associada à educação, à qual segue-se idade, vindo posição na ocupação em terceiro lugar. Como a redundância é mais sensível a rendas mais elevadas do que o índice L , esse fato parece indicar que, em momentos recessivos e de alta inflação, maior rendimento associado à maior especialização e treinamento (representados por educação e idade) habilitam as pessoas à uma maior defesa do rendimento individual, e contribuem para o aumento da desigualdade.

4.1.3.2. Regiões Sudeste e Centro-Oeste

O poder explicativo do modelo completo de decomposição nas regiões Centro-Oeste e Sudeste é pouco inferior ao registrado para São Paulo, e superior ao apresentado nas regiões Sul e Nordeste. Na região Centro-Oeste esse modelo explica 54,20% da desigualdade total de rendimentos na agricultura, em 1981, e 62,15% em 1990, conforme o valor de R (Ver tabela 43). Segundo o índice L de Theil essa explicação cresce de 56,59% em 1981 para 67,99% em 1990 (Ver tabela 44).

Tabela 43 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática
(%) da Redundância: Região Centro-Oeste ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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)	14,64	8,77	16,47	12,79	16,25	12,85	25,41	15,50	26,90	16,69	19,31	20,61	21,56	15,99	22,43	16,28	20,36	14,93	
Idade (ID)	7,17	6,07	7,63	7,89	9,39	9,90	9,08	9,28	7,97	9,13	6,04	14,53	7,03	10,08	8,03	12,83	7,79	9,96	
Pos. Ocupação (PO)	42,68	25,06	40,99	23,82	38,36	19,22	43,27	18,28	47,16	21,37	43,50	29,40	44,62	23,62	40,94	22,41	42,69	22,89	
Sexo (SE)	0,62	1,03	0,50	0,47	0,47	1,26	0,49	0,66	0,66	0,86	0,69	0,69	0,10	1,21	0,28	1,32	0,47	0,94	
ED + ID + PO	53,17		56,25		54,27		62,32		65,44		66,95		62,58		60,83				
ED + ID + SE	29,14		32,90		36,31		44,70		44,93		38,24		40,17		39,74				
ID + PO + SE	45,43		43,93		42,68		47,48		49,61		47,03		47,80		45,87				
ED + PO + SE	48,13		48,83		45,63		53,70		57,17		53,11		53,71		49,32				
ED + ID + PO + SE (todas)	54,20		56,72		55,53		62,98		66,30		67,64		63,79		62,15				61,16

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

Tabela 44 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil: Região Centro-Oeste ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

VARIÁVEL	ANO 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)	15,23	7,70	18,96	12,58	17,65	10,77	24,64	11,67	25,38	13,53	25,65	13,55	24,19	11,97	23,70	9,51	21,92	11,41
Idade (ID)	11,17	6,52	13,00	8,44	15,26	8,84	13,44	7,49	12,18	7,81	11,45	7,01	12,22	7,44	13,91	12,65	12,82	8,27
Pos. Ocupação (PO)	44,25	23,49	43,65	20,39	41,83	18,42	43,58	16,77	47,02	19,31	47,65	18,50	52,49	21,86	50,10	21,56	46,32	20,04
Sexo (SE)	1,06	1,75	0,89	0,96	0,76	1,33	0,78	1,48	1,15	1,61	1,40	1,59	0,17	1,29	0,49	1,81	0,84	1,48
ED + ID + PO	54,84		60,06		57,62		59,13		62,85		63,69		66,99		66,18			
ED + ID + SE	33,10		40,63		40,53		43,84		45,15		46,78		46,42		46,43			
ID + PO + SE	48,89		48,44		48,18		48,94		50,93		51,73		56,31		55,34			
ED + PO + SE	50,07		52,58		50,11		53,12		56,65		58,27		60,84		58,48			
ED + ID + PO + SE (todas)	56,59		61,02		58,95		60,61		64,46		65,28		68,28		67,99		62,90	

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

A decomposição estática da desigualdade, na região Sudeste, está registrada nas tabelas 45 e 46. Como pode ser visto, o poder explicativo do modelo completo de decomposição adotado também é elevado nessa área. Seu valor cresce de 59,43% em 1981 para 64,42% em 1990, conforme R , e de 59,18% para 62,89%, no mesmo intervalo de tempo, segundo o valor de L .

Tabela 45 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância: Região Sudeste ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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)	16,99	15,05	14,80	8,88	18,19	11,70	23,92	15,84	20,01	21,64	26,31	22,08	19,83	18,86	26,34	18,82	20,80	16,61	
Idade (ID)	9,14	9,70	9,12	5,19	9,24	6,42	6,49	7,65	7,75	13,75	7,44	11,54	7,27	10,31	8,71	10,49	8,14	9,38	
Pos. Ocupação (PO)	40,35	17,02	50,97	24,96	45,36	20,68	41,97	20,69	37,59	22,30	34,49	17,70	38,55	17,98	42,28	15,72	41,44	19,63	
Sexo (SE)	0,79	2,31	2,07	1,55	2,45	1,34	2,12	0,80	2,20	1,58	2,11	0,92	2,17	1,06	2,05	1,75	2,00	1,41	
ED + ID + PO	57,12		61,08		59,23		60,09		61,91		60,11		59,84		62,67				
ED + ID + SE	42,41		37,67		39,89		40,20		41,19		43,33		42,92		48,70				
ID + PO + SE	44,38		53,75		48,87		45,05		41,85		38,95		42,04		45,60				
ED + PO + SE	49,73		57,44		54,15		53,24		49,74		49,49		50,59		53,93				
ED + ID + PO + SE (todas)	59,43		62,63		60,57		60,89		63,49		61,03		60,90		64,42				61,67

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

Tabela 46 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% do L de Theil: Região Sudeste ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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)	18,97	8,62	17,27	6,74	19,19	9,34	21,60	8,26	20,84	13,60	23,18	14,09	21,00	11,79	23,44	10,08	20,68	10,31	
Idade (ID)	14,78	7,47	15,54	4,94	14,63	5,88	12,07	6,04	11,93	8,65	11,45	8,49	12,57	6,64	13,70	7,42	13,33	6,94	
Pos. Ocupação (PO)	45,57	16,32	54,63	22,74	46,98	17,29	51,00	21,99	40,06	18,84	37,12	16,19	45,70	17,45	47,64	16,29	46,08	18,39	
Sexo (SE)	1,34	2,22	3,96	2,25	4,32	2,00	4,53	1,85	3,67	2,49	3,55	1,88	4,27	2,09	3,52	2,57	3,64	2,17	
ED + ID + PO	56,96		63,56		59,41		61,78		57,89		55,71		59,33		60,32				
ED + ID + SE	42,86		43,07		44,12		41,65		41,54		41,40		43,97		46,60				
ID + PO + SE	50,56		59,07		52,07		55,37		46,78		43,50		49,63		52,81				
ED + PO + SE	51,70		60,87		55,53		57,59		51,73		49,10		54,78		55,47				
ED + ID + PO + SE (todas)	59,18		65,81		61,41		63,63		60,38		57,59		61,42		62,89				61,54

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

Tanto na região Centro-Oeste quanto na Sudeste, o poder explicativo bruto do modelo completo é mais acentuado em períodos recessivos e de maior inflação. Esse poder explicativo tem um pico em 1983 nas duas regiões, conforme *R* ou *L*. No Centro-Oeste ocorre outro ponto de máximo em 1987, e o valor da contribuição bruta se mantém em patamar elevado, superior a 60%, a partir de então, com tendência crescente por *L* e decrescente por *R*. No Sudeste outros valores máximos ocorrem em 1987 e 1990 conforme *R*, e em 1986 e 1990 segundo *L*.

Nessas regiões posição na ocupação também é o fator mais relevante para a desigualdade total de rendimentos, seguida, em ordem de importância, por educação, idade e sexo. A contribuição de posição na ocupação, em termos médios no período, para a desigualdade total, é de 42,69% ou 46,32% (conforme *R* ou *L*, respectivamente), na região Centro-Oeste, e de 41,44% ou 46,08% (de acordo com *R* ou *L*, nessa ordem), no Sudeste. Embora o poder explicativo dessa variável, nessas regiões, seja um pouco inferior ao registrado em São Paulo, esse fato indica 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 composição percentual da população ocupada, conforme categorias ocupacionais, nessas regiões, também evidencia uma forte presença da categoria empregados, que é em média de 49,4% no Sudeste, e de 45,9% no Centro-Oeste (Ver tabelas A9.3 e A9.4 no Apêndice 9). Observa-se ainda que, enquanto no Sudeste essa proporção apresenta algum crescimento entre 1981 e 1989, decrescendo um pouco em 1990, na região Centro-Oeste passa de 42,7% em 1981 para 48,2% em 1990. Nessas regiões agrícolas, assim como em São Paulo, aumenta um pouco no período a presença dos empregadores, simultaneamente a uma pequena redução na proporção da categoria dos trabalhadores por conta-própria. Em São Paulo nota-se uma forte redução da proporção dos volantes entre 1981 e 1990, enquanto no Sudeste e Centro-Oeste essa proporção apresenta-se mais ou menos estável. (Conforme tabelas A9.1, A9.3 e A9.4 no Apêndice 9).

A composição da população ocupada no setor agrícola dessas duas regiões, bem como em São Paulo, apresenta uma polarização entre dois segmentos. De

um lado os empregadores, geralmente detentores do capital e propriedade, que correspondem, em média, a 6,8% do total das pessoas ocupadas em São Paulo, 7,7% na região Sudeste, e 8,4% no Centro-Oeste. No outro extremo, a categoria dos assalariados (que inclui empregados e volantes). Esta última categoria, em São Paulo, atinge a média de 76% da população ocupada analisada neste estudo, enquanto é de cerca de 65% no Sudeste e 55,3% no Centro-Oeste. A figura 16, a seguir, apresenta a composição da população ocupada, em valores médios para o período 1981-1990, admitindo três grandes categorias ocupacionais nas 5 regiões estudadas: empregadores, conta-própria e assalariados (que inclui empregados e volantes com e sem intermediário).

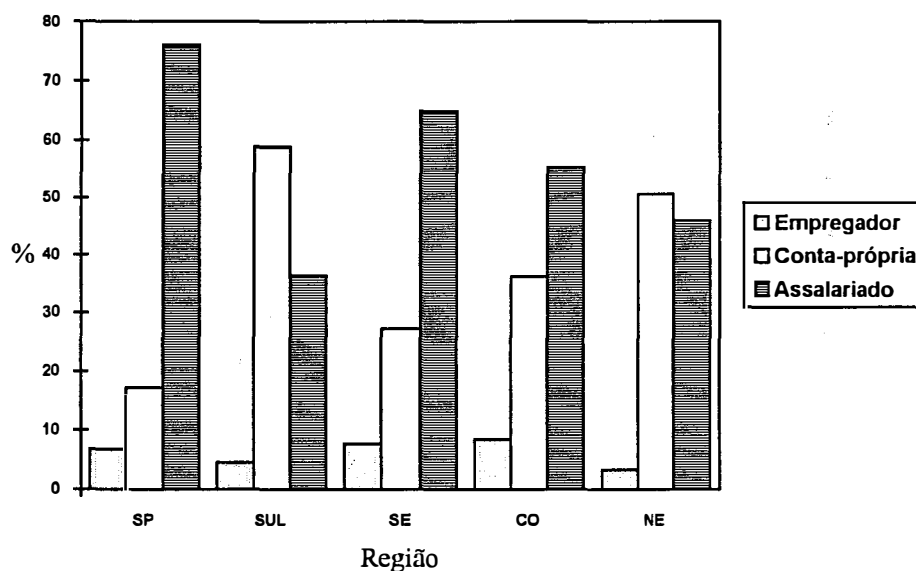


Figura 16 - Composição da população ocupada na agricultura conforme empregadores, conta-própria e assalariados, em 5 regiões brasileiras. Valor médio (%) para o período 1981-1990.

Esse quadro, em que a presença da mão-de-obra assalariada no setor agrícola é muito forte, parece indicar que no período 1981-1990 o crescimento da desigualdade de rendimentos do trabalho está associado com a queda do valor real do salário mínimo, não apenas em São Paulo, mas também no Sudeste e Centro-Oeste. O crescimento da desigualdade, indicado pelos elevados valores apresentados pelos índices

de desigualdade, particularmente a partir de 1986/87 (conforme valores de R , L e G registrados nas tabelas 10, 12 e 13), ocorre simultaneamente a um processo de queda acentuada do valor real do salário mínimo, em períodos em que o poder explicativo bruto do modelo completo de decomposição mantém-se elevado e com tendência crescente. Esses aspectos podem estar revelando que o rendimento do trabalho, nos setores agrícolas mais empresariais, passou a ter como referência, no período em estudo, a política salarial. Dessa forma, a natureza restritiva do patamar do salário mínimo de referência, tomada como indicador de evolução dos custos do trabalho, pode ter sido um fator adicional e relevante do crescimento da desigualdade de rendimentos na agricultura de São Paulo, e demais Estados das regiões Sudeste e Centro-Oeste.

Nessas duas últimas regiões, assim como em São Paulo, educação apresenta-se como o segundo fator em importância na explicação da desigualdade de rendimentos do trabalho. Essa desigualdade poderia ser reduzida em cerca de 20% tanto no Centro-Oeste quanto no Sudeste (tomando-se a decomposição conforme L , em média, no período), se fossem eliminados os diferenciais entre os níveis educacionais. A contribuição dessa variável, além de aumentar entre 1981 e 1990, apresenta-se a partir de 1986 em níveis superiores aos registrados no início dos anos 80. Esse aspecto pode indicar que quanto maior o nível educacional da pessoa, maior é a capacidade de defesa de seus rendimentos em períodos de alta instabilidade econômica e inflação elevada, o que parece contribuir para o aumento mais acentuado da desigualdade na segunda metade do período em estudo, também nessas regiões. 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 55,8% das pessoas ocupadas na agricultura sem instrução ou com primário incompleto, enquanto apenas 3,9% possuem nível colegial, e 2,0% escolaridade superior. No Sudeste essas proporções, neste mesmo ano, são de 66,1%, 2,9% e 1%, enquanto no Centro-Oeste são de 63%, 4,2% e 1,5%, respectivamente. Observa-se através desses valores que, apesar de ter ocorrido alguma redução no percentual de pessoas ocupadas sem instrução ou com primário incompleto, nessas três regiões, de 1981 a 1990, e acentuados aumentos na proporção dos que possuem nível colegial ou superior, tais valores ainda são altamente

preocupantes, dada a grande discrepância existente entre o tamanho da base e do topo da pirâmide educacional. (Ver tabelas A9.6, A9.8 e A9.9, no Apêndice 9).

O comportamento das contribuições marginais, registradas nas tabelas 43 a 46, confirmam a preponderância da variável posição na ocupação na explicação da desigualdade de rendimentos, seguida por educação, idade e sexo. Um aspecto que desperta atenção é o fato da contribuição marginal associada à idade, quando obtida por R , chegar a ser maior, na média para o período, que o seu valor bruto. Note-se que essa característica é comum a todas as regiões analisadas, inclusive a Sul e a Nordeste. A composição percentual da população ocupada na agricultura segundo faixas etárias, nas diferentes regiões do país, encontra-se nas tabelas A9.11 a A9.15 no Apêndice 9.

4.1.3.3. Regiões Sul e Nordeste

O poder explicativo do modelo completo de decomposição estática para as regiões Sul e Nordeste é inferior ao encontrado nas demais regiões do país. Entretanto, os percentuais obtidos podem ser considerados como razoáveis, perante resultados análogos registrados em outros estudos econômicos.¹⁶³ Na região Sul a explicação bruta de todos os fatores varia de 43,80% em 1981 a 49,73% em 1990, segundo a decomposição de R , e de 44,02% a 46,14%, no mesmo período, conforme os valores de L . (Ver tabelas 47 e 48). No Nordeste essa contribuição é de 36,76% em 1981 e de 39,52% em 1990, segundo o L de Theil. Porém, considerando-se os valores da decomposição da redundância, o poder explicativo reduz-se de 47,56% em 1981 para 41,74% em 1990, embora em 1989 este seja de 50,37%. (Ver tabelas 49 e 50)

¹⁶³ BONELLI & RAMOS (1993) obtêm como 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) os seguintes valores: 54,1% em 1977, 56,4% em 1981, 55,2% em 1985, e 51,1% em 1989.

Tabela 47 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância: Região Sul ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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)	9,90	11,73	13,36	10,00	10,24	11,89	23,30	20,12	18,04	23,59	19,97	18,41	17,55	12,60	17,19	14,05	16,19	15,30
Idade (ID)	7,73	8,96	8,07	7,47	7,59	10,59	6,33	9,47	5,97	17,37	5,36	8,11	6,67	8,99	6,23	9,21	6,74	10,02
Pos. Ocupação (PO)	27,79	16,16	32,40	15,91	28,30	17,49	26,31	13,08	28,05	20,41	23,75	15,85	31,59	15,81	31,44	19,08	28,70	16,72
Sexo (SE)	2,18	1,44	2,93	1,83	2,69	1,40	2,23	1,60	2,80	1,50	1,49	1,20	3,30	1,81	1,75	1,63	2,42	1,55
ED + ID + PO	42,36		44,40		43,41		48,96		55,63		45,22		47,71		48,10			
ED + ID + SE	27,64		30,32		27,32		37,48		36,72		30,57		33,71		30,65			
ID + PO + SE	32,07		36,23		32,92		30,44		33,54		28,01		36,92		35,68			
ED + PO + SE	34,84		38,76		34,22		41,09		39,76		38,31		40,53		40,52			
ED + ID + PO + SE (todas)	43,80		46,23		44,81		50,56		57,13		46,42		49,52		49,73		48,52	

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

**Tabela 48 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática
(%) do L de Theil: Região Sul ⁽¹⁾ (1981 a 1990).**

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)	9,99	9,21	12,26	7,95	11,41	8,82	18,99	15,00	17,42	11,80	15,42	12,97	15,55	10,94	14,57	11,16	14,45	10,98	
Idade (ID)	11,32	8,21	11,90	7,65	12,16	8,94	9,32	9,06	9,51	9,93	7,54	7,43	9,20	9,37	9,14	9,47	10,01	8,75	
Pos. Ocupação (PO)	29,06	14,26	34,21	13,98	32,17	15,15	28,48	12,70	29,41	12,60	22,80	12,50	29,66	13,08	29,59	14,59	29,42	13,61	
Sexo (SE)	3,37	2,41	4,64	2,63	4,65	2,46	3,38	2,63	4,88	3,04	2,17	2,10	4,97	3,06	2,50	2,93	3,82	2,66	
ED + ID + PO	41,61		44,76		45,02		46,82		45,35		38,98		43,29		43,21				
ED + ID + SE	29,76		33,41		32,33		36,75		35,79		28,58		33,27		31,55				
ID + PO + SE	34,81		39,44		38,66		34,45		36,59		28,11		35,41		34,98				
ED + PO + SE	35,81		39,74		38,54		40,39		38,46		33,65		36,98		36,67				
ED + ID + PO + SE (todas)	44,02		47,39		47,48		49,45		48,39		41,08		46,35		46,14				46,29

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

Tabela 49 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (% da Redundância: Região Nordeste ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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)	18,58	14,20	22,01	10,86	16,41	14,08	18,36	13,32	23,50	16,49	23,22	16,64	17,20	15,62	9,00	8,87	18,53	13,76
Idade (ID)	5,05	7,69	5,68	5,32	5,81	8,50	5,73	7,75	5,62	6,25	6,30	10,28	5,52	8,31	5,29	8,07	5,62	7,77
Pos. Ocupação (PO)	24,57	13,91	38,29	18,57	35,16	18,59	27,82	15,06	30,74	14,71	30,28	12,14	28,00	12,53	24,81	15,12	29,96	15,08
Sexo (SE)	6,01	4,37	7,15	4,25	3,38	7,06	4,06	4,13	5,78	4,75	2,55	3,69	2,97	5,29	5,31	4,71	4,65	4,78
ED + ID + PO	43,19		52,20		50,67		45,53		50,83		51,59		45,08		37,03			
ED + ID + SE	33,64		37,88		39,15		34,60		40,87		43,14		37,84		26,62			
ID + PO + SE	33,35		45,60		43,66		36,34		39,09		38,64		34,75		32,87			
ED + PO + SE	39,86		51,13		49,24		41,91		49,33		45,00		42,06		33,67			
ED + ID + PO + SE	47,56		56,46		57,74		49,66		55,58		55,28		50,37		41,74		51,80	
(todas)																		

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

Tabela 50 - Poder explicativo do modelo de decomposição estática (%) do L de Theil: Região Nordeste ⁽¹⁾ (1981 a 1990).

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)	13,98	5,95	18,48	5,12	16,05	6,02	13,54	7,13	17,29	7,68	16,96	6,74	14,32	7,13	8,02	5,39	14,83	6,39	
Idade (ID)	6,62	5,01	8,94	5,18	9,47	6,11	8,02	7,36	8,01	5,73	9,37	6,21	8,59	5,72	7,34	6,35	8,29	5,96	
Pos. Ocupação (PO)	19,48	8,09	33,09	12,57	32,25	12,02	23,40	11,02	25,40	10,30	26,05	9,62	27,43	9,79	23,10	11,48	26,27	10,61	
Sexo (SE)	8,82	6,77	12,50	7,56	5,89	6,78	6,16	6,12	9,18	8,09	4,09	5,89	4,95	6,36	8,46	7,77	7,50	6,91	
ED + ID + PO	30,00		42,96		42,40		35,83		37,65		36,64		37,15		31,75				
ED + ID + SE	28,67		37,95		37,15		30,93		35,44		32,91		33,72		28,04				
ID + PO + SE	30,81		45,41		43,15		34,82		38,06		36,06		36,38		34,13				
ED + PO + SE	31,75		45,34		43,07		34,59		40,01		36,32		37,79		33,17				
ED + ID + PO + SE (todas)	36,76		50,52		49,18		41,95		45,74		42,53		43,51		39,52				43,71

(1) 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(s) fator(es) em % da desigualdade total)

Apesar de se admitir que esse modelo é um arcabouço teórico razoável para estudar os condicionantes do rendimento nessas regiões, o seu poder explicativo é de cerca de 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 capitalista, do que naquelas em que é muito forte a presença da pequena propriedade familiar. Na região Sul a explicação bruta do modelo completo cresce em 83, e após apresentar-se um pouco menor em 85, volta a aumentar em 86 e 87, quando atinge o maior valor do período, para depois cair um pouco e estabilizar-se em 1989/1990 em patamar superior ao registrado até 1985 (conforme *R*). Já segundo a decomposição do *L* de Theil, essa contribuição é máxima em 1986/87, nessa região, decrescendo a seguir em 1988 e estabilizando-se em 1989/90 em nível inferior ao registrado em 1983. Na região Nordeste, qualquer que seja a medida utilizada na decomposição, observa-se que o poder explicativo bruto do modelo é crescente de 1981 a 1985, reduz-se em 1986, e volta a aumentar em 1987. A partir desse ano reduz-se até 1990. Os valores máximos dessa contribuição ocorrem em 1983 e 1985, de tal forma que o nível dessa contribuição é menor na segunda metade do período em estudo, relativamente aos valores atingidos em 1983/85. Por essa descrição verifica-se que nessas regiões, especialmente no Nordeste, a evolução do poder explicativo bruto do modelo completo tem trajetória diferenciada daquela que caracteriza o Sudeste, São Paulo e Centro-Oeste. A figura 17 ilustra essa diferença, conforme a decomposição de *L*, entre as diferentes regiões do país.

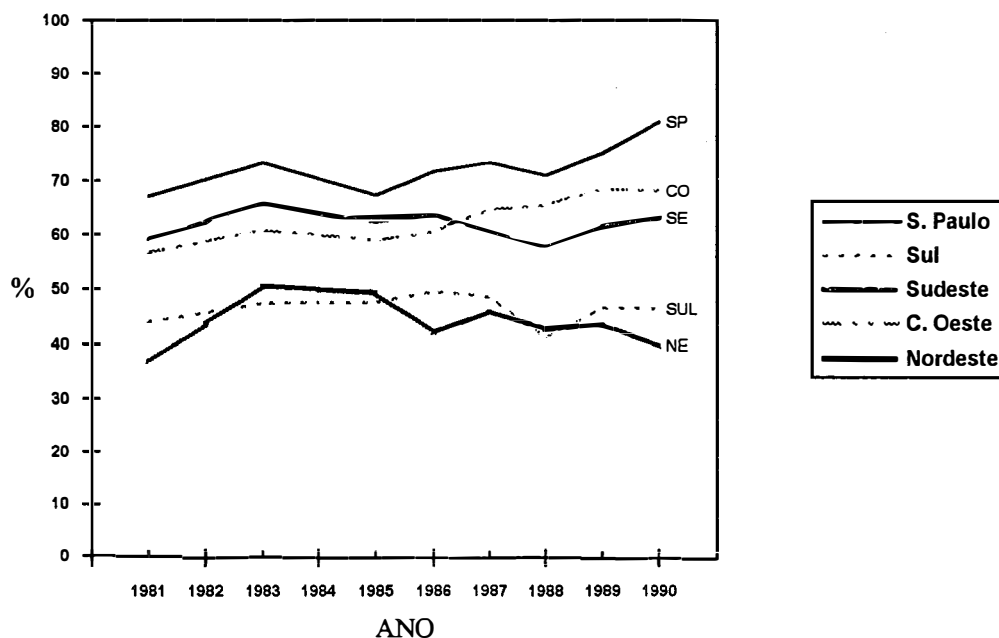


Figura 17 - Poder explicativo bruto do modelo de decomposição completo, em 5 regiões agrícolas do Brasil, conforme o *L* de Theil: 1981 a 1990

A composição percentual da população ocupada nessas regiões é estruturalmente diferente daquela apresentada pelas regiões Sudeste, Centro-Oeste e São Paulo. Tanto no Sul como no Nordeste é mais acentuada a presença da categoria conta-própria¹⁶⁴ entre as pessoas ocupadas, conforme já ilustrado na figura 16. Essa categoria, nessas duas áreas, apresenta-se percentualmente estabilizada nos 8 anos estudados. Corresponde, em valores médios, a 58,9% e a 50,7% do total de pessoas ocupadas, no Sul e Nordeste, respectivamente (Ver tabelas A9.2 e A9.5 no Apêndice 9).

A evolução da desigualdade no período em estudo, conforme os valores de *R*, *L* e *G* registrados nas tabelas 10, 12 e 13 apresenta picos máximos em 1985, 1987 e 1989 na Região Sul, e em 1985 e 1989 na região Nordeste. Os maiores valores desses índices ocorrem, em geral, em 1989, consistentemente com o fato do crescimento da

¹⁶⁴ 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.

desigualdade ser mais acentuado na segunda metade dos anos 80, paralelamente à intensificação do processo inflacionário. Já a evolução do modelo de decomposição estática indica que, embora seu poder explicativo bruto aumente entre os anos extremos em análise, no Sul e Nordeste este não acompanha a trajetória da desigualdade. Nessas regiões, embora o crescimento da desigualdade seja mais acentuado após 1986, o poder explicativo bruto do modelo mantém-se menor do que seu patamar de 1983/85, em geral, indicando uma tendência no sentido de que outras variáveis podem estar ganhando peso para a explicação da desigualdade, com a recessão e a aceleração inflacionária. Nessas regiões a presença de empregados e volantes (que constituem a mão-de-obra assalariada)¹⁶⁵ é proporcionalmente menor do que nas demais áreas do país, devido à maior parcela de pessoas ocupadas que atua por conta-própria, sem vínculos empregatícios. Então, dada essa diferente composição da população ocupada nessas regiões, associada a forte presença de pequenas propriedades familiares, a política salarial recessiva (e a conseqüente queda do valor real do salário mínimo de 1981 a 1990) parece não ter contribuído de forma tão marcante para o crescimento da desigualdade nessas áreas, como o fez em São Paulo, Sudeste e Centro-Oeste.

Mesmo nessas regiões, em que é mais acentuada a presença de pequenas propriedades familiares, e em que a maior parcela da população ocupada atua por conta-própria, posição na ocupação é o fator que apresenta a maior contribuição (bruta e marginal), para a explicação da desigualdade total de rendimentos do trabalho. A evolução do poder explicativo bruto dessa variável para a desigualdade total, nas cinco regiões estudadas, é ilustrado na figura 18.

¹⁶⁵ Observa-se que, no Nordeste, o total de assalariados (empregados e volantes), é, em média no período, de 46%, enquanto no Sul é de 36,5% da força total de trabalho, (conforme tabelas A9.2 e A9.5 no Apêndice 9).

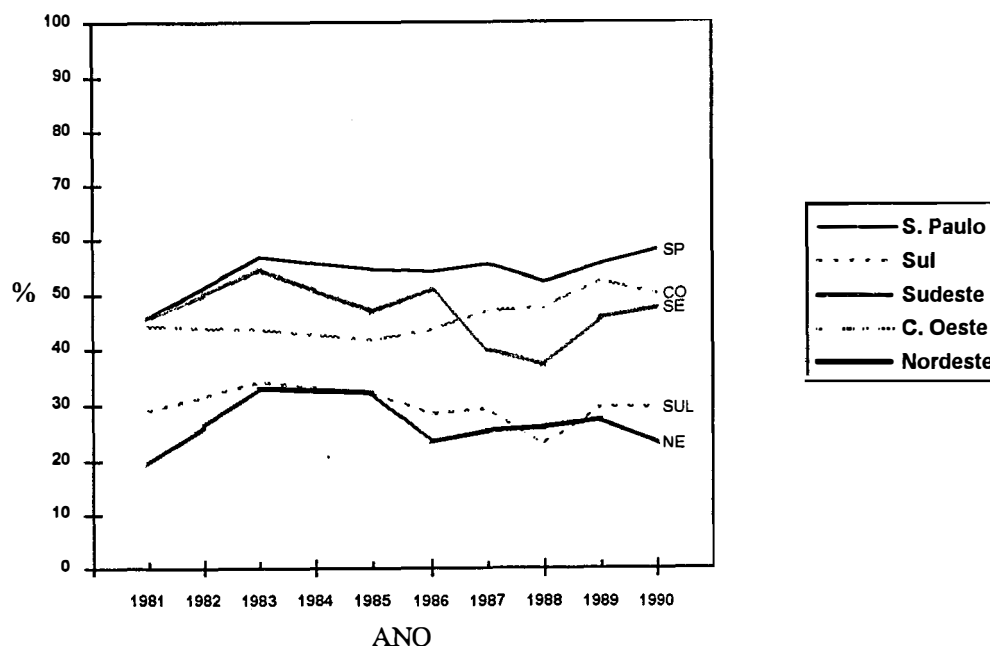


Figura 18 - Poder explicativo bruto da variável Posição na Ocupação, no modelo de decomposição estática, conforme o Theil-L, em 5 regiões brasileiras: 1981 a 1990

Observa-se que tanto no Nordeste como na região Sul, essa contribuição apresenta-se, após 1986, inferior aos valores registrados em 1983/1985. Esse é um comportamento diferente em relação a São Paulo e especialmente ao Centro-Oeste. Nessas duas últimas regiões cresce a importância de posição na ocupação para a desigualdade total, após 1986, com a aceleração do processo inflacionário e redução ainda maior do valor real do salário mínimo. Esse quadro parece reforçar o fato de que nas regiões em que a presença da mão-de-obra assalariada é menos freqüente, outras variáveis além das consideradas nessa análise passam a ganhar força com a maior instabilidade econômica e descontrole do processo inflacionário que se registra no país após o Plano Cruzado.

Seguem-se, em ordem de importância para a desigualdade total, no Sul e Nordeste, as variáveis educação, idade e sexo. Entretanto, o poder explicativo de posição na ocupação, educação e idade, nessas regiões, é bem inferior ao registrado em São

Paulo, Sudeste e Centro-Oeste. Entre as regiões, a Nordeste apresenta a maior contribuição associada a sexo, enquanto para as demais variáveis apresenta, em média, os menores valores (em geral). Esse fato parece indicar que a discriminação de rendimentos do trabalho contra as mulheres é mais forte nessa região do que nas demais.¹⁶⁶

A contribuição de educação para a desigualdade total de rendimentos aumenta entre 1981 e 1990 em todas as regiões, exceto no Nordeste, conforme pode ser visto na figura 19.

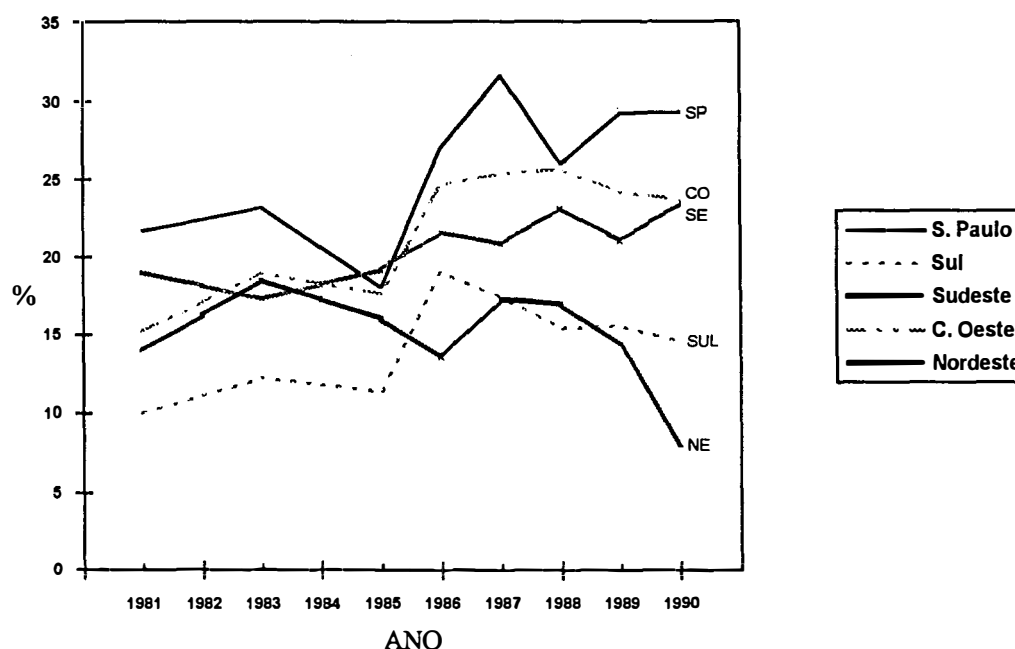


Figura 19 - Poder explicativo bruto da variável Educação, no modelo de decomposição estática, conforme o Theil L , em 5 regiões brasileiras: 1981 a 1990

¹⁶⁶ Observa-se, porém, que a proporção de mulheres na amostra é bem inferior a de homens. É maior no Nordeste (média de 16,2% no período) e em São Paulo (média de 15,3%). É bem menor no Centro-Oeste, cuja média para os 8 anos é de 3,3% em relação a população total (Ver tabelas A9.16 a A9.20 no Apêndice 9).

Constata-se que o poder explicativo associado à educação mostra-se mais elevado na segunda metade dos anos 80, relativamente ao início da década, nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, e no Estado de São Paulo (embora nesse Estado, por *R* registre-se alguma queda em 1989/90). Esse comportamento parece confirmar observações anteriores de que maior escolaridade associada a pequenas parcelas da população pode produzir aumento mais acentuado na desigualdade total, em períodos de aceleração do processo inflacionário. No Nordeste, entretanto, a contribuição de educação apresenta-se aproximadamente estável, com alguma tendência crescente até 1987/88, decrescendo em 1989 e 1990. Essa evolução diferenciada é reflexo de que essa região detém a pior distribuição educacional da população ocupada na agricultura, no Brasil. Ressalta-se que em 1990, 89,7% das pessoas ocupadas no setor agrícola nessa área têm no máximo instrução primária incompleta (sendo que 63% não tem instrução), enquanto esse percentual, embora também elevado nas demais regiões, situa-se em torno de 55% a 70%. (Ver tabelas A9.6 a A9.10 no Apêndice 9). A situação educacional nordestina é mais grave ainda ao se verificar que há certa estabilidade nos percentuais das categorias sem instrução ou com instrução primária incompleta, no decorrer do período analisado, enquanto nas demais regiões do país esses percentuais apresentam tendência decrescente. A figura 20 mostra a proporção de pessoas ocupadas na agricultura das cinco regiões do país, conforme quatro níveis educacionais, em valores médios para os 8 anos do período: i) sem instrução ou primário incompleto; ii) primário completo; iii) ginásio (completo e incompleto); iv) colegial ou superior.

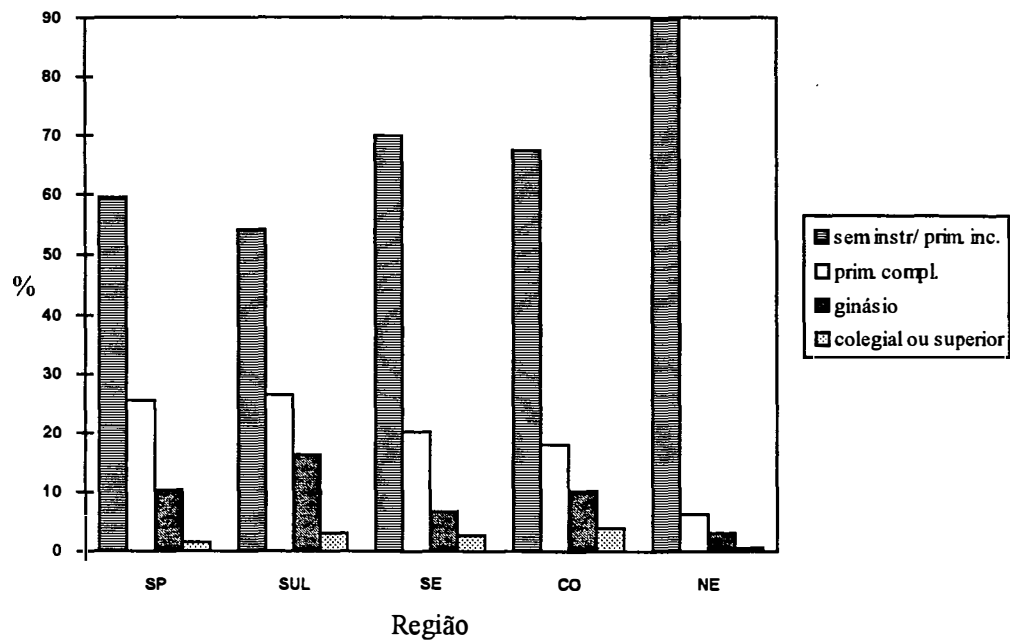


Figura 20 - Composição da população ocupada na agricultura de 5 regiões brasileiras conforme quatro categorias educacionais. Valor médio (%) para o período 1981-1990.

4.1.4. Análise da importância relativa de posição na ocupação, educação, idade e sexo para o rendimento das pessoas ocupadas na agricultura das diferentes regiões brasileiras

A análise anterior destaca o papel das variáveis posição na ocupação, educação, idade e sexo, para as alterações na desigualdade de rendimentos do trabalho, nas várias regiões geográficas do país. Os resultados da decomposição estática tornam evidente o papel principal desempenhado por posição na ocupação, e a grande importância também de educação para esse processo, seja através das contribuições bruta ou marginal desses fatores para a desigualdade total, em todo o período estudado.

Diante dessas evidências busca-se, a seguir, efetuar uma análise mais detalhada da importância relativa dos quatro condicionantes do rendimento considerados nesta pesquisa, particularmente posição na ocupação e educação. Para tanto, avalia-se a importância relativa de cada uma dessas variáveis através do cálculo de sua contribuição marginal. E, para melhor explorar a tendência de crescimento da desigualdade de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura no período 1981-1990, estimam-se os diferenciais de rendimentos associados à posição na ocupação, educação, idade e sexo dentro de cada região geográfica do país.

O procedimento metodológico para tal propósito é análogo ao utilizado para o agregado do Brasil, desenvolvido no item (4.1.2). A forma funcional da equação de rendimentos é a mesma, excluindo-se a variável região, uma vez que a análise de regressão ponderada é feita dentro de cada uma das diferentes áreas geográficas do Brasil. Dessa maneira, a forma funcional do modelo adotado é expressa por:

$$\ln(RTTR_t) = \alpha_t + \beta_t S_t + \sum_{h=1}^7 \gamma_{ht} I_{ht} + \sum_{i=1}^6 \delta_{it} E_{it} + \sum_{j=1}^4 \theta_{jt} P_{jt} + u_t$$

Esse modelo é estimado para os 8 anos do período considerado ($t = 1981, 1983, 1985$ a 1990), dentro de cada região. O grupo de referência (ou base) é o mesmo definido para o Brasil, ou seja: pessoas ocupadas sem instrução (ou com menos de 1 ano de estudo), que são mulheres, volantes sem intermediário, com 15 a 17 anos de idade.

Apresentam-se em seqüência os resultados obtidos com esse modelo para as cinco regiões consideradas nesse estudo.

4.1.4.1. Estado de São Paulo

O número de elementos (N), os valores da estatística F , e do coeficiente de determinação (R^2), referentes aos 8 anos analisados, estão registrados na tabela 51. Essa tabela também mostra a contribuição marginal de cada um dos fatores para a explicação das variações no logaritmo do rendimento mensal das pessoas ocupadas na agricultura paulista de 1981 a 1990.

O coeficiente de determinação é de 42,85%, em média, nos 8 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 37,79%) e 1990 (quando atinge 46,43%). Essa trajetória ascendente confirma a importância dos quatro fatores definidos para a explicação da desigualdade no período e região, considerando-se inclusive que os valores de F , tanto para o modelo completo, como para cada variável, são todos estatisticamente significativos ao nível de 1%. Observa-se ainda que após 1986 os valores de R^2 são sempre superiores a 40%, o que ratifica que o conjunto das variáveis posição na ocupação, educação, idade e sexo consegue explicar, de forma consistente nesse Estado, as variações na desigualdade total de rendimentos, frente à maior instabilidade econômica e aceleração inflacionária.

A contribuição marginal de cada variável para a explicação das variações no logaritmo do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura desse Estado, em valores médios no período, segundo esse modelo, é de: 40,43% para Posição na Ocupação, 11,69% quanto à Educação, 6,51% para Idade, e de 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.

Tabela 51 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado.

Estatística/ FATOR	ANO										MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990			
F ⁽²⁾	71,96	104,53	73,66	37,82	42,12	49,93	42,01	44,63			
R^2 ⁽³⁾	39,79	45,70	38,28	40,07	40,80	47,53	44,21	46,43	42,85		
N	1 979	2 254	2 157	1 037	1 119	1 011	973	946			
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA FATOR ⁽⁴⁾											
SEXO	2,59	4,84	1,94	3,88	2,72	1,51	2,49	3,25	2,90		
IDADE	8,23	6,90	7,60	8,34	6,21	4,50	4,80	5,52	6,51		
EDUCAÇÃO	14,09	8,77	8,20	12,48	12,12	13,22	11,38	13,29	11,69		
POS. OCUPAÇÃO	39,80	41,43	47,52	38,52	38,83	39,66	37,56	40,14	40,43		

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Os valores de F são estatisticamente significativos ao nível de 1%

(3) Valor em percentual (%)

(4) Contribuição marginal do fator (SSII (fator)/SSMODEL) conforme Procedure GILM/SAS, em percentual (%)

As estimativas dos diferenciais de rendimentos associados às quatro variáveis (coeficientes da equação de regressão ajustada), em São Paulo, nos 8 anos analisados, estão na tabela A10.1 no Apêndice 10. Na tabela 52 estão registrados os números índices proporcionais às estimativas desses diferenciais de rendimentos, ou seja, o valor esperado do rendimento de uma dada categoria de cada um dos fatores, em relação ao rendimento médio da categoria definida como base nesse fator (já considerados os efeitos das demais variáveis que constituem o modelo completo de análise). Nessa 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 52 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 aos diferenciais por idade, observa-se que os diferenciais médios de rendimento aumentam relativamente à categoria de referência (15 a 17 anos) até a faixa de 40 a 59 anos, reduzindo-se um pouco a partir da classe de pessoas com 60 anos ou mais. Esse comportamento confirma a importância detectada anteriormente da contribuição marginal da experiência e mesmo do aprendizado no próprio trabalho, já considerados os efeitos das diferenças de educação, sexo e posição na ocupação, para a desigualdade total.

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 1 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. A importância de educação, particularmente nível superior (e em menor escala, nível colegial), mesmo depois de eliminado o efeito de diferenças de sexo, idade e posição na ocupação, nesse Estado, é mostrada na figura 21. Esse gráfico destaca o diferencial associado a nível superior, e o comportamento do diferencial associado à escolaridade colegial. Nessa última categoria,

embora entre 1981 e 1990 o diferencial médio salarial se reduza, apresenta-se crescente a partir de 1986, após ter diminuído muito entre 1981 e 1985. Aspecto esse que mais uma vez parece reforçar o fato de que educação é fator importante para maior defesa de rendimentos, em períodos de recessão e inflação elevada, contribuindo dessa forma para o maior aumento da desigualdade total.

Tabela 52 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	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(n.s.)	120	118	109(n.s.)	129	114(n.s.)	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(n.s.)	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
Vol. c/ intermediário		117	126	112	143	138	115(n.s.)	164	137
Vol. s/ intermediário		100	100	100	100	100	100	100	100

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana
OBS.: (n.s.) indica que o respectivo coeficiente é estatisticamente não significativo

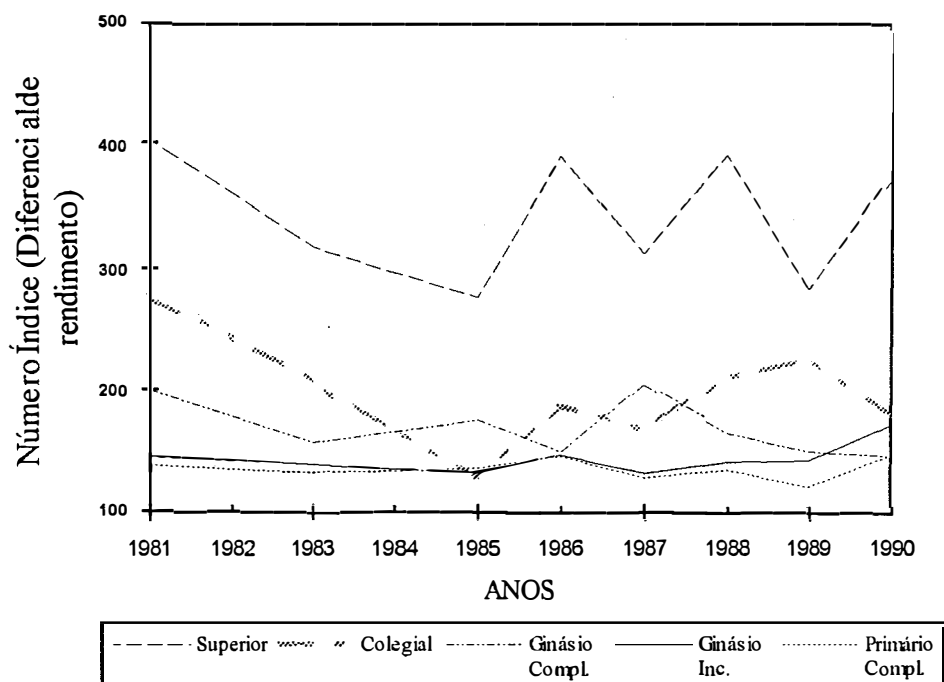


Figura 21 - Evolução dos números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada, referentes a categorias educacionais, em São Paulo, de 1981 a 1990 (categoria sem instrução ou menos de 1 ano de estudo = 100).

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 (em números índices obtidos a partir dos coeficientes da equação de regressão ajustada, tendo como base a categoria dos volantes sem intermediário). 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 2 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 como base 1980 = 100, como pode ser visto na tabela A8.1 do Apêndice 8). A tabela 53 apresenta o valor do diferencial associado a empregador, e os sinais das variações desse diferencial e do valor real do salário mínimo.

Tabela 53 - Diferenciais de rendimento entre empregador e empregado, e variações no salário mínimo. Estado de São Paulo: 1981 a 1990.

ANO	DR ⁽¹⁾	N ^o Índice ⁽²⁾	Δ DR ⁽³⁾	Δ SMR ⁽⁴⁾
1981	1,289 598	363	n.d. ⁽⁵⁾	-
1983	1,464 835	433	+	-
1985	1,446 113	425	-	+
1986	1,281 163	360	-	+
1987	1,366 407	392	+	-
1988	1,400 157	405	+	+
1989	1,344 454	383	-	+
1990	1,498 770	447	+	-

(1) Diferencial do logaritmo do rendimento entre empregador e empregado

(2) Número índice proporcional ao diferencial de rendimentos entre empregador e empregado

(3) Sinal da variação do diferencial de rendimentos

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

(5) n.d. (não disponível para cálculo)

Dos sete pares em que é possível comparar os sinais das variações, em 6 deles registra-se comportamento inverso. Esse comportamento parece confirmar observação anterior de que, quando ocorre redução no valor oficial do salário mínimo real (em relação à base 1980 = 100, e conforme o INPC), amplia-se o diferencial de rendimentos entre empregadores e empregados, e conseqüentemente a desigualdade.¹⁶⁷

¹⁶⁷ Apesar do número de pares passíveis de comparação ($n=7$) ser pequeno, aplicando-se o teste não paramétrico do "sinal" é possível inferir, com mais de 90% de confiança, que há relação inversa entre as mudanças nos diferenciais de renda e a política oficial de salários. (Rejeita-se H_0 , com $B=6$)

Observa-se pois que em São Paulo, dada a natureza predominantemente empresarial das relações de produção na agricultura, os fatores de natureza institucional tendem a desempenhar um papel mais importante, e a exercer maior influência sobre os diferenciais de renda. Nessa região, na presença de incertezas e altos riscos econômicos, as empresas agrícolas parecem ter tomado a política oficial de salários como parâmetro para o custo efetivo 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 desse Estado. Em São Paulo essa relação é tão forte que é possível estabelecer, através da 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 8 anos do período em estudo, conforme valores registrados na tabela 53 e A8.1 (Apêndice 8), 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 tal 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 relativamente à base empregado), o que pode também ser visualizado graficamente na figura 22.

e $n=7$, ao nível $\alpha = 0,0625$, onde H_0 indica que não há relação entre as mudanças nos diferenciais de renda e a política oficial de salários).

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 1981-1990.

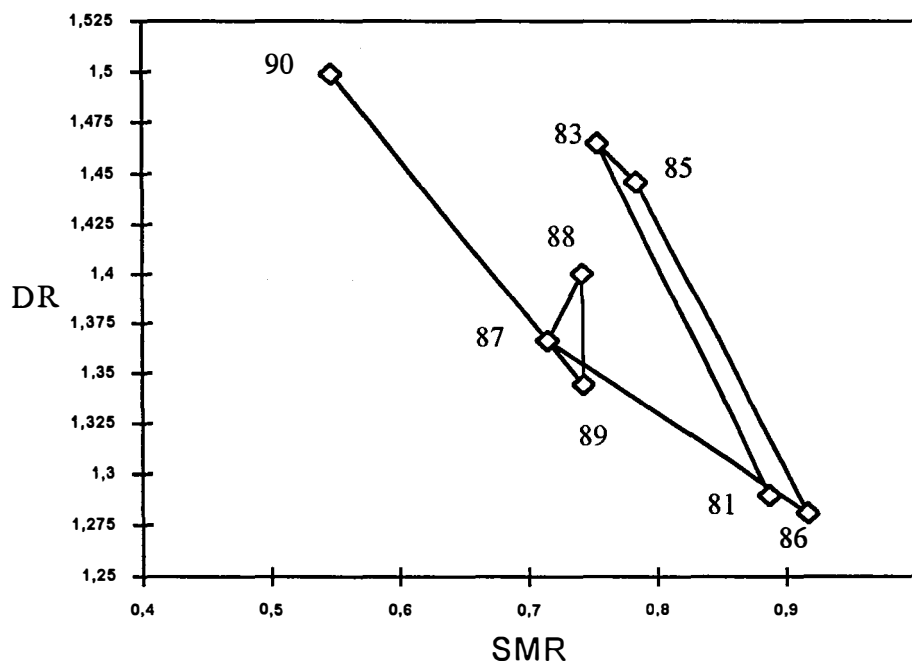


Figura 22 - Pessoas ocupadas na agricultura de São Paulo, Diferencial de rendimentos (*DR*) empregador/empregado, e valor real do salário mínimo (*SMR*): 1981 a 1990.

4.1.4.2. Regiões Sudeste e Centro-Oeste

As tabelas 54 e 55 mostram as contribuições marginais das variáveis consideradas neste estudo para a explicação das variações no logaritmo do rendimento mensal do trabalho das pessoas ocupadas na agricultura das regiões Sudeste e Centro-Oeste, respectivamente, de 1981 a 1990. Os valores da estatística F , do coeficiente de

determinação (R^2), e o número de elementos (N) das amostras regionais,¹⁶⁸ ano a ano, também estão nessas tabelas.

Nota-se que a explicação da equação de rendimentos ajustada aumenta entre 1981 e 1990, nessas duas regiões. No Sudeste o valor do coeficiente de determinação cresce de 37,10% em 1981 para 40,90% em 1990, enquanto no Centro-Oeste esse aumento é mais acentuado, de 37,35% para 44,72%, nesses mesmos anos. Em termos médios, o poder explicativo desse modelo (que no Centro-Oeste é de 40,78%, e no Sudeste de 38,36%) só é inferior ao valor médio do (R^2) registrado em São Paulo (de 42,85%). Os valores de F , tanto para o modelo completo, como para cada variável, são sempre altamente significativos (ao nível de 1%).

¹⁶⁸ Alguma diferença entre esses valores (N) registrados nas tabelas 53 e 54 e o número de elementos das amostras regionais (conforme tabela 3) corresponde à observações não declaradas, não determinadas ou perdidas.

Tabela 54 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da região Sudeste (exclusive São Paulo): 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado.

Estatística/ FATOR	ANO										MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990			
F ⁽²⁾	176,03	257,47	247,19	122,75	102,55	87,37	84,50	116,96			
R^2 ⁽³⁾	37,10	43,54	40,98	40,89	35,86	33,86	33,73	40,90	38,36		
N	5 390	6 029	6 427	3 213	3 320	3 091	3 007	3 062			
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA FATOR ⁽⁴⁾											
SEXO	4,63	6,06	4,77	5,19	4,73	3,57	4,29	3,93	4,65		
IDADE	10,49	8,33	9,39	6,51	11,43	9,66	7,62	8,59	9,00		
EDUCAÇÃO	12,50	8,20	12,22	12,54	18,80	21,86	20,58	16,31	15,38		
POS. OCUPAÇÃO	39,25	45,78	38,23	41,66	36,60	30,81	36,74	32,62	37,71		

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Os valores de F são estatisticamente significativos ao nível de 1%

(3) Valor em percentual (%)

(4) Contribuição marginal do fator ($SSII$ (fator)/ $SSMODEL$) conforme *Procedure GLM/SAS*, em percentual (%)

Tabela 55 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da região Centro-Oeste: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado.

Estatística/ FATOR	ANO										MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990			
F ⁽²⁾	124,55	161,45	172,61	93,56	113,32	91,01	114,26	126,95			
R^2 ⁽³⁾	37,35	40,03	41,22	38,58	42,93	37,87	43,58	44,72			40,78
N	3 779	4 373	4 450	2 700	2 731	2 707	2 682	2 844			
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA FATOR ⁽⁴⁾											
SEXO	3,44	2,51	3,60	3,11	3,96	3,59	1,95	2,42			3,07
IDADE	8,50	11,89	11,41	8,68	7,21	9,29	6,37	7,92			8,91
EDUCAÇÃO	11,65	19,09	16,31	17,16	18,96	23,24	16,51	18,07			17,62
POS. OCUPAÇÃO	44,24	37,13	37,27	36,29	35,31	30,91	39,37	32,12			36,58

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Os valores de F são estatisticamente significativos ao nível de 1%

(3) Valor em percentual (%)

(4) Contribuição marginal do fator ($SSII$ (fator)/ $SSMODEL$) conforme *Procedure GLM/SAS*, em percentual (%)

Os valores das contribuições marginais desses fatores nessas regiões também salientam posição na ocupação como o principal condicionante do rendimento do trabalho, ao qual seguem-se em ordem de importância educação, idade e sexo. Em termos médios (nos 8 anos estudados), a contribuição marginal para a desigualdade associada à posição na ocupação é de 37,71% no Sudeste, e de 36,58% no Centro-Oeste, valores esses muito próximos daquele observado para São Paulo (40,43%). Entretanto a contribuição marginal de educação, também em termos médios, é maior nessas áreas (17,62% no Centro-Oeste e 15,38% no Sudeste) do que em São Paulo (11,69%). Observa-se ainda que, embora posição na ocupação seja o fator que apresente maior contribuição marginal nessas regiões, esta decresce entre 1981 e 1990, enquanto aumenta a contribuição marginal associada à educação no mesmo período. Verifica-se que a contribuição marginal da educação mostra-se mais elevada após 1986, relativamente ao início dos anos 80, especialmente na região Sudeste. Constata-se, assim, que educação, novamente, após descontados os efeitos associados às demais variáveis, tem grande contribuição para o aumento da desigualdade de rendimentos do trabalho, particularmente em contextos econômicos instáveis e inflacionários, dada a grande disparidade de níveis educacionais existente entre as pessoas ocupadas no setor agrícola dessas regiões do país (Ver tabelas A9.6, A9.8 e A9.9 no Apêndice 9).

A desigualdade de rendimentos do trabalho, decorrente de variáveis como posição na ocupação, educação, sexo e idade, traduz-se em diferenciais de rendimentos associados às diferentes categorias de cada uma dessas variáveis. A evolução desses diferenciais de rendimentos nas regiões Sudeste e Centro-Oeste no período 1981-1990, é apresentada nas tabelas 56 e 57, respectivamente. Essas tabelas mostram os números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada, nessas regiões, em cada um dos 8 anos estudados. Tais tabelas registram, de forma clara, os ganhos percentuais de rendimentos de cada grupo de uma variável, relativamente ao seu grupo de referência (definido como base no modelo ajustado). Os coeficientes da equação ajustada em cada uma dessas regiões encontram-se no Apêndice 10 (tabelas A10.2 e A10.3).

Tanto no Sudeste como no Centro-Oeste o rendimento de um homem ocupado na agricultura, após descontados os efeitos de idade, educação e posição na ocupação tende a ser superior ao de uma mulher (cerca de 50% no Sudeste, e 77% no Centro-Oeste). Nessas regiões, assim como nas demais áreas agrícolas brasileiras, constata-se que existe desigualdade de rendimentos do trabalho decorrentes de discriminações associadas a gênero. Nota-se que nessas regiões esse diferencial de rendimento entre sexos é bem maior do que em São Paulo.

Nessas áreas, assim como em São Paulo e no agregado do Brasil, o rendimento cresce com a idade, atingindo valores máximos para as pessoas com idade entre 40 e 59 anos. Em 1990, o rendimento de uma pessoa com 40 a 49 anos, já considerados os efeitos das diferenças de educação, sexo e posição na ocupação, tende a ser 70% maior do que o de uma pessoa que tem de 15 a 17 anos, na região Sudeste, e 107% superior na região Centro-Oeste.

Tabela 56 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da região Sudeste, exclusive São Paulo (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		147	158	151	164	145	143	143	146
Mulher		100	100	100	100	100	100	100	100
IDADE									
+ de 60 anos		151	135	156	123	141	155	140	144
50 a 59 anos		171	171	187	150	185	178	164	181
40 a 49 anos		170	167	176	159	185	183	161	170
30 a 39 anos		157	159	162	151	166	163	153	153
25 a 29 anos		144	139	157	130	143	135	128	135
20 a 24 anos		126	125	129	117	123	133	121	117
18 a 19 anos		112	111	117	108(n.s.)	116	121	109(n.s.)	113(n.s.)
15 a 17 anos		100	100	100	100	100	100	100	100
EDUCAÇÃO									
Superior		405	341	522	553	352	628	688	504
Colegial		205	216	237	193	330	272	264	242
Ginásio Completo		168	136	167	180	241	234	206	156
Ginásio Incompleto		123	159	160	164	163	181	179	186
Primário Completo		142	131	141	135	142	146	142	141
Primário Incompleto		120	113	116	113	131	126	126	123
Sem instrução		100	100	100	100	100	100	100	100
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		380	478	456	446	395	419	368	401
Conta-própria		137	136	144	162	123	172	147	158
Empregado		109	105	111	108	118	139	109	125
Vol. c/ intermediário		112(n.s.)	114	132	113(n.s.)	195	130	137	130
Vol. s/ intermediário		100	100	100	100	100	100	100	100

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana
OBS.: (n.s.) indica que o respectivo coeficiente é estatisticamente não significativo

Tabela 57 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da região Centro-Oeste (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		191	163	180	174	201	179	166	162
Mulher		100	100	100	100	100	100	100	100
IDADE									
+ de 60 anos		155	174	171	156	172	203	181	179
50 a 59 anos		182	191	195	165	188	181	191	196
40 a 49 anos		176	196	195	193	193	198	182	207
30 a 39 anos		171	170	167	151	171	175	179	169
25 a 29 anos		149	147	151	149	149	159	147	150
20 a 24 anos		137	135	126	133	136	129	132	136
18 a 19 anos		120	119	114	114(n.s.)	119	122	110(n.s.)	127
15 a 17 anos		100	100	100	100	100	100	100	100
EDUCAÇÃO									
Superior		333	468	357	412	745	457	520	577
Colegial		243	275	238	286	279	284	290	246
Ginásio Completo		173	215	232	184	193	239	193	230
Ginásio Incompleto		150	169	174	147	163	191	181	180
Primário Completo		141	150	151	143	153	159	160	150
Primário Incompleto		117	126	126	118	127	128	132	130
Sem instrução		100	100	100	100	100	100	100	100
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		412	432	508	423	468	512	550	483
Conta-própria		131	132	158	145	118	149	145	164
Empregado		117	109	120	109	111	120	125	139
Vol. c/ intermediário		122	115(n.s.)	125	107	86(n.s.)	111(n.s.)	99(n.s.)	129
Vol. s/ intermediário		100	100	100	100	100	100	100	100

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: (n.s.) indica que o respectivo coeficiente é estatisticamente não significativo

Educação e rendimento apresentam associação positiva também nessas regiões; como seria esperado. Os diferenciais de rendimento associados a todos os níveis educacionais, na região Centro-Oeste, aumentam de 1981 a 1990. No Sudeste, crescem em todas as categorias, exceto para a classe dos que possuem ginásio completo, que apresenta alguma redução entre os anos extremos do período analisado. Nível superior de escolaridade traduz-se em diferencial de rendimento do trabalho cerca de 5 vezes superior (média do período) ao de pessoas sem instrução (ou com menos de 1 ano de estudo), tanto no Sudeste como no Centro-Oeste. Para nível colegial de instrução essa razão é de cerca de 2,5 , em ambas as regiões.

Para todas as categorias ocupacionais cresce o diferencial de salários relativamente à categoria base (volantes sem intermediário), de 1981 a 1990, nessas duas regiões. Um empregador ganha cerca de 4 vezes mais, em média, que um trabalhador volante sem intermediário no Sudeste, e 4,7 vezes mais no Centro-Oeste, já considerados os efeitos das demais variáveis.

Admitindo como base a categoria dos empregados, os diferenciais de salários associados aos empregadores, nessas regiões, apresenta-se na tabela 58 a seguir.

Tabela 58 - Diferenciais de rendimentos associados a empregador e variações no salário mínimo. Regiões Sudeste e Centro-Oeste: 1981 a 1990.

ANO	SMR ⁽¹⁾ (Base = 1980)	Região Sudeste		Região C-Oeste		
		DR ⁽²⁾	Nº Índice ⁽³⁾	DR ⁽²⁾	Nº Índice ⁽³⁾	
1981	88,7	1,242	714	1,258	413	352
1983	75,4	1,606	869	1,371	556	394
1985	78,4	1,409	279	1,439	030	421
1986	91,6	1,411	853	1,358	545	389
1987	71,5	1,208	420	1,440	631	422
1988	74,2	1,100	747	1,448	443	425
1989	74,3	1,219	315	1,480	914	440
1990	54,7	1,165	874	1,246	910	348
MÉDIA			370			399

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

(2) Diferencial do logaritmo do rendimento do empregador em relação ao empregado

(3) Número índice proporcional ao diferencial de rendimento entre empregados e empregadores

Pela evolução desses diferenciais constata-se que:

- a) na região Sudeste um empregador ganha cerca de 3,7 vezes mais que um empregado, em média, já descontados os efeitos associados às demais variáveis, sendo essa relação um pouco superior no Centro-Oeste (cerca de 4 vezes, em média).
- b) a trajetória desses diferenciais apresenta-se distinta nas duas regiões em estudo, o que pode ser facilmente visualizado pela figura 23.

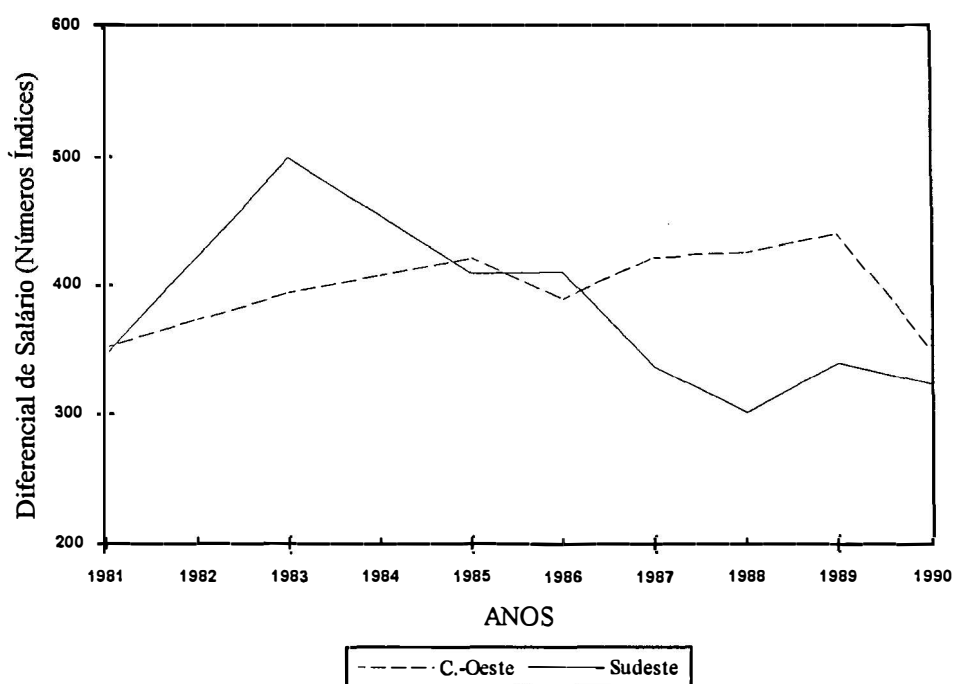


Figura 23 - Diferenciais de salários associados à categoria empregador (base = empregado = 100), nas regiões Sudeste e Centro-Oeste: 1981 a 1990.

No Centro-Oeste esses diferenciais crescem continuamente entre 1981 e 1989 (exceto pelo ano de 1986, em que se observa uma queda), reduzindo-se bastante em 1990. Esse comportamento acompanha diretamente a evolução do processo inflacionário, de tal forma que aumentos de inflação são associados positivamente com o crescimento dos diferenciais de rendimentos do trabalho entre empregadores e

empregados, após descontados os efeitos da demais variáveis. Verifica-se ainda que de 1987 a 1989, quando se intensifica o processo inflacionário, esses diferenciais assumem os seus mais elevados valores. Nesses mesmos anos, os índices de desigualdade R , L e G (ver tabelas 10, 12 e 13) registram, nessa região, uma acentuação do processo de concentração de rendimentos. Adicionalmente constata-se que os diferenciais de rendimentos entre empregadores e empregados acompanham a evolução da inflação, de forma consistente com o aumento geral da desigualdade, em todo o tempo objeto de análise.

Na região Sudeste os diferenciais de rendimentos associados aos empregadores (tendo como base a categoria dos empregados) refletem as variações da inflação apenas no início e no final do período analisado, decrescendo entre 1983 e 1988 (exceto pelo ano de 1986, em que apresentam um pequeno acréscimo. Observa-se, na figura 23, que esses diferenciais são maiores no Sudeste relativamente ao Centro-Oeste, no início dos anos 80, relação essa que se inverte após 1986. Esse comportamento é consistente com a evolução da desigualdade indicada pelos índices R , L e G nessas regiões (conforme tabelas 10, 12 e 13). Ou seja, com o fato de que, embora a desigualdade total aumente de 1981 a 1990 nas duas regiões, esta é maior no Sudeste em torno de 1983, tornando-se maior no Centro-Oeste após 1986.

Nessas áreas, e de forma mais acentuada no Centro-Oeste, a evolução dos diferenciais de rendimentos dos empregadores (relativamente aos empregados) parece sinalizar que a acentuação da desigualdade após 1986, além de estar diretamente ligada ao crescimento da inflação, reflete a redução do valor real do salário mínimo. Entretanto, através da evolução temporal desses diferenciais, é possível estabelecer a existência de associação inversa entre crescimento da desigualdade entre empregadores e empregados e política salarial, com algum respaldo estatístico, apenas para a região Centro-Oeste. Com auxílio de análise de regressão estabelece-se para essa região uma relação funcional entre o diferencial de rendimentos entre empregadores e empregados (DR) e o valor do salário mínimo real (SMR). Considerando os 8 anos estudados, e os valores de DR e SMR registrados na tabela 58 a melhor equação encontrada para estimar essa relação é:

$$DR = \frac{-1,14\ 19}{(-1,507)} + \frac{6,91\ 97}{(3,351)} (SMR) - \frac{4,64\ 78}{(-3,337)} (SMR^2)$$

Os valores de t encontram-se entre parênteses, abaixo dos coeficientes, e são estatisticamente significativos a 2% (exceto a estimativa do intercepto, que só é significativa a 19%). O coeficiente de determinação é de 69,19%.

Essa relação é uma parábola de vértice máximo quando o valor do SMR é 0,74. Dessa forma, na maior parte do período considerado, essa curva expressa a associação inversa entre salário mínimo real e o diferencial de rendimentos entre empregadores e empregados, pois no intervalo em que o SMR varia de 0,74 a 1,00, essa curva apresenta-se decrescente.

4.1.4.3. Regiões Sul e Nordeste

O coeficiente de determinação da equação de rendimentos ajustada ao Nordeste apresenta-se bem inferior aos valores obtidos para São Paulo e regiões Sudeste e Centro-Oeste, enquanto para a região Sul encontra-se em posição intermediária. (Ver tabelas 59 e 60). Em termos médios no período, seu valor é de apenas 23,78% no Nordeste, valor esse correspondente a cerca de 55% da explicação obtida para São Paulo (42,85%). Na região Sul esse valor, em termos médios, é de 28,04%. Paralelamente constata-se que os valores da estatística F são altamente significativos, tanto para o modelo completo, como para cada uma das quatro variáveis consideradas, ao mesmo tempo em que o valor de (R^2) cresce entre os anos extremos do período considerado, em ambas as regiões.

Na região Sul, assim como nas demais regiões já analisadas, posição na ocupação é a variável que apresenta maior contribuição marginal para a desigualdade de rendimentos do trabalho, seguida por educação, idade e sexo. No Nordeste, entretanto, sexo é a variável que, já considerados os efeitos dos demais fatores, mostra a maior contribuição para a desigualdade total na maior parte dos 8 anos estudados.

Tabela 59 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da região Sul: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado.

Estatística/ FATOR	ANO										MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990			
F ⁽²⁾	93,35	120,63	151,27	63,45	47,54	39,07	51,76	53,43			
R^2 ⁽³⁾	25,89	30,13	34,04	30,63	25,41	22,46	27,77	28,05			28,04
N	4 827	5 055	5 294	2 605	2 531	2 446	2 442	2 487			
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA FATOR ⁽⁴⁾											
SEXO	7,31	6,38	6,77	6,00	7,63	4,93	5,90	6,07			6,37
IDADE	14,25	13,76	13,64	10,22	15,95	12,85	16,92	11,88			13,68
EDUCAÇÃO	16,83	16,28	13,41	22,54	23,95	24,00	20,04	24,81			20,23
POS. OCUPAÇÃO	28,96	27,47	31,86	22,18	21,03	25,96	24,15	24,40			25,75

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Os valores de F são estatisticamente significativos ao nível de 1%

(3) Valor em percentual (%)

(4) Contribuição marginal do fator ($SSII$ (fator)/ $SSMODEL$) conforme *Procedure GLM/SAS*, em percentual (%)

Tabela 60 - Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da região Nordeste: 1981 a 1990. Contribuição marginal de cada fator para a explicação das variações no logaritmo da RTTR. Valores de F , N e R^2 para o modelo estimado.

Estatística/ FATOR	ANO										MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990			
F ⁽²⁾	98,38	244,31	316,14	149,94	149,75	134,45	134,48	124,83			
R^2 ⁽³⁾	13,49	30,25	27,48	24,05	25,81	22,64	23,68	22,85			23,78
N	11 377	10 159	15 034	8 542	7 767	8 286	7 825	7 607			
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE CADA FATOR ⁽⁴⁾											
SEXO	33,42	28,88	28,42	25,21	34,67	26,29	27,45	40,12			30,56
IDADE	15,92	13,57	16,66	17,70	15,25	16,87	14,66	12,61			15,40
EDUCAÇÃO	17,44	8,08	7,73	12,08	13,33	14,40	14,38	9,29			12,09
POS. OCUPAÇÃO	18,53	27,29	31,55	31,03	21,94	24,09	24,73	22,60			25,22

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Os valores de F são estatisticamente significativos ao nível de 1%

(3) Valor em percentual (%)

(4) Contribuição marginal do fator (SSII (fator)/SSMODEL) conforme Procedure GLM/SAS, em percentual (%)

Os coeficientes da equação de rendimentos ajustada, que correspondem às estimativas dos diferenciais de rendimentos associados a sexo, idade, educação e posição na ocupação, nas regiões Sul e Nordeste, encontram-se no Apêndice 10 (tabelas A10.4 e A10.5, respectivamente). Os números índices proporcionais a essas estimativas são apresentados nas tabelas 61 e 62.

Pelos valores registrados nessas tabelas observa-se que no setor agrícola da região Sul, depois de descontados os efeitos de idade, posição na ocupação e educação, o rendimento de um homem tende a ser, em média, cerca de 59% superior ao de uma mulher. No Nordeste, entretanto, essa relação alcança 92%, confirmando a maior discriminação quanto a gênero existente nessa região relativamente à formação de rendimentos do trabalho.

À semelhança do que ocorre nas demais regiões do país, os diferenciais médios de rendimentos por idade aumentam relativamente à categoria base (15 a 17 anos) até a faixa de 40 a 59 anos, reduzindo-se um pouco a seguir para a classe de pessoas com 60 anos ou mais.

Tabela 61 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da região Sul (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		157	155	176	158	161	148	159	160
Mulher		100	100	100	100	100	100	100	100
IDADE									
+ de 60 anos		144	156	169	169	154	145	155	158
50 a 59 anos		197	188	214	193	202	177	194	205
40 a 49 anos		199	186	212	186	203	187	214	190
30 a 39 anos		164	146	177	159	166	151	167	159
25 a 29 anos		147	129	149	137	134	133	118(n.s.)	155
20 a 24 anos		129	110(n.s.)	121	123	117(n.s.)	112(n.s.)	107(n.s.)	120
18 a 19 anos		118	103(n.s.)	109(n.s.)	113(n.s.)	127	114(n.s.)	113(n.s.)	108(n.s.)
15 a 17 anos		100	100	100	100	100	100	100	100
EDUCAÇÃO									
Superior		451	525	345	841	525	748	484	777
Colegial		263	305	254	258	297	236	313	273
Ginásio Completo		199	198	222	171	281	210	266	222
Ginásio Incompleto		157	157	171	175	164	146	181	184
Primário Completo		140	146	151	142	154	144	155	160
Primário Incompleto		122	130	129	133	134	122	140	139
Sem instrução		100	100	100	100	100	100	100	100
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		372	474	616	403	422	499	497	416
Conta-própria		143	149	183	161	135	161	158	138
Empregado		115	121	133	119	125	155	146	126
Vol. c/ intermediário		126	114(n.s.)	130	137	113(n.s.)	118(n.s.)	136	106(n.s.)
Vol. s/ intermediário		100	100	100	100	100	100	100	100

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: (n.s.) indica que o respectivo coeficiente é estatisticamente não significativo

Tabela 62 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da região Nordeste (números índices proporcionais aos coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		193	185	184	174	208	184	195	219
Mulher		100	100	100	100	100	100	100	100
IDADE									
+ de 60 anos		125	130	142	146	156	141	151	142
50 a 59 anos		168	173	179	182	178	190	186	166
40 a 49 anos		170	175	178	173	191	179	188	173
30 a 39 anos		156	161	160	161	173	171	169	158
25 a 29 anos		141	146	139	145	153	156	141	139
20 a 24 anos		123	131	123	131	132	128	134	124
18 a 19 anos		100(n.s.)	112	108	111	114	114	114	113
15 a 17 anos		100	100	100	100	100	100	100	100
EDUCAÇÃO									
Superior		860	484	615	919	1 070	815	609	510
Colegial		351	266	217	277	382	259	372	229
Ginásio Completo		204	226	152	174	131	165	174	145
Ginásio Incompleto		175	154	142	141	154	158	152	157
Primário Completo		142	128	130	126	133	132	132	125
Primário Incompleto		130	114	115	118	123	119	123	114
Sem instrução		100	100	100	100	100	100	100	100
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		255	433	401	373	323	462	385	298
Conta-própria		96(n.s.)	112	104	102(n.s.)	101(n.s.)	126	130	120
Empregado		115	129	123	119	123	126	131	128
Vol. c/ intermediário		126	92(n.s.)	138	137	129	129	135	117
Vol. s/ intermediário		100	100	100	100	100	100	100	100

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: (n.s.) indica que o respectivo coeficiente é estatisticamente não significativo

Como nas demais regiões do país, rendimento e educação são positivamente relacionados. Em 1990, ter nível superior de escolaridade significa ganhar cerca de 7,8 vezes mais do que aqueles sem instrução (ou com menos de 1 ano de estudo) na região Sul, sendo essa relação de 5,1 vezes na região Nordeste. Esses números mostram, mais uma vez, a necessidade de um empenho oficial no sentido de melhorar o nível de escolaridade da população rural, seja para aumentar a produtividade do trabalho, ou mesmo para possibilitar às pessoas maior acesso a informações acerca de seus direitos e deveres enquanto cidadãos. Na região Sul, em que a composição da população por categorias educacionais é um pouco melhor distribuída do que nas demais áreas do país (conforme pode ser constatado pela tabela 63, para o ano de 1990), a contribuição marginal de educação eleva-se em 1986 relativamente ao início dos anos 80, e mantém-se alta até 1990. Na região Nordeste, entretanto, essa contribuição é decrescente entre 1981 e 1990, embora, após atingir um valor mínimo em 1985, apresente valores maiores e crescentes de 1986 a 1989. Esses resultados ratificam a importância do fator educação para a formação dos rendimentos do trabalho, e indicam que é preciso não apenas obter aumento na média de escolaridade da população, mas também adotar políticas que gerem uma distribuição de educação menos desigual. Maior nível educacional habilita uma pessoa a melhor defender seus recursos, particularmente em épocas de instabilidade econômica e descontrole inflacionário, como o que caracterizou a segunda metade dos anos 80 no Brasil. E, em decorrência, possuir nível mais elevado de educação, em uma população em que a distribuição da educação é muito desigual contribui, nesses períodos de forma mais acentuada, para o crescimento da desigualdade de rendimentos entre as pessoas. O que parece ter ocorrido em todas as regiões rurais brasileiras a partir de 1986, conforme a evolução da contribuição marginal da educação no período 1981-1990.

Tabela 63 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, conforme níveis de escolaridade, no Brasil e regiões, em 1990.

NÍVEL DE ESCOLARIDADE	BRASIL	REGIÃO				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.–Oeste	Nordeste
Sem instrução/ menos 1 ano	42,8	22,0	19,8	33,1	32,8	62,5
Primário Incompleto	29,0	33,8	29,3	33,0	30,2	26,0
Primário Completo	16,4	26,7	27,3	21,8	19,4	6,9
Ginásio Incompleto	6,9	8,1	15,3	6,2	9,4	3,1
Ginásio Completo	2,0	3,5	4,1	2,0	2,5	0,7
Colegial	2,2	3,9	3,4	2,9	4,2	0,6
Superior	0,7	2,0	0,8	1,0	1,5	0,2
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

Como esperado, o rendimento médio de um empregador é substancialmente maior do que o de qualquer outra categoria de posição na ocupação, mesmo depois de descontados os efeitos dos demais fatores, nessas duas regiões. Em 1990 verifica-se que o rendimento de um empregador tende a ser 4 vezes maior do que o de um volante sem intermediário, 3 vezes maior do que o de um trabalhador por conta-própria, e 3,3 vezes do que um empregado, na região Sul. No Nordeste, esses valores são 2,9; 2,5 e 2,3 vezes, respectivamente.

Esses resultados reiteram que posição na ocupação é um condicionante fundamental da distribuição da renda na agricultura, destacando a importância que podem ter medidas de política econômica que afetem a distribuição das pessoas ocupadas pelas várias categorias ocupacionais, e/ou as diferenças de rendimento entre essas categorias (apesar de, como pode ser ilustrado pela tabela 64 para 1990, as regiões do Brasil se

diferenciem no que se refere à importância relativa das diversas categorias de posição na ocupação na composição percentual da população ocupada na agricultura). Os dois efeitos acima citados iriam ocorrer no caso de um processo de reforma agrária, através da criação de um número substancial de novos pequenos produtores (conta-própria), e de diminuição do número de trabalhadores sem-terra, o que sem dúvida afetaria o mercado de mão-de-obra. Adicionalmente, também podem ser muito importantes medidas que afetem, em primeira instância, apenas os diferenciais de rendimento entre categorias, como uma alteração no valor real do salário mínimo.

Tabela 64 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, conforme categorias de posição na ocupação, no Brasil e regiões, em 1990.

CATEGORIA DE POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO	BRASIL	REGIÃO				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Empregador	6,6	7,4	5,3	9,9	11,3	4,6
Conta-própria	43,2	17,7	59,9	27,6	31,5	49,9
Empregado	36,0	61,0	26,1	46,1	48,2	28,8
Volante c/interm.	2,5	5,0	2,4	4,4	1,5	1,5
Volante s/interm.	11,7	8,9	6,3	12,0	7,5	15,2
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

4.2. Decomposição dinâmica

Após definir a importância das variáveis posição na ocupação, educação, idade e sexo para a desigualdade total de rendimentos do trabalho entre as pessoas

ocupadas no setor rural brasileiro, busca-se, a seguir, entender a natureza da contribuição de cada uma dessas variáveis, enfatizando aquelas associadas a posição na ocupação e educação. O procedimento metodológico usado para essa análise é a técnica da decomposição dinâmica descrita no item (2.2.3.2.) desta pesquisa. Consiste esse método em efetuar a decomposição das variações nos índices R e L de Theil, de forma a desmembrar a modificação na desigualdade entre o início (1981) e o final do período em estudo (1990), de acordo com três tipos de fenômenos anteriormente já definidos: efeito-renda, efeito composição ou alocação, e efeito interno. Procura-se primordialmente definir se a variação ocorrida na desigualdade pode ser atribuída a mudanças na composição da população ocupada segundo as variáveis consideradas (efeito composição), ou à modificações nos diferenciais de renda entre os grupos (efeito-renda).

O intervalo escolhido para o exercício da decomposição abrange todo o conjunto de tempo em análise neste estudo: 1981-1990. Essa escolha está associada ao fato desse período caracterizar-se por apresentar aumento da desigualdade de rendimentos do trabalho no setor agrícola brasileiro, bem como em todas as regiões do país, apesar desse crescimento ser mais acentuado após 1986. No Brasil, em todas as regiões (exceto em São Paulo), a desigualdade atinge um valor máximo em 1989, reduzindo-se um pouco em 1990. Conseqüentemente, ao obter a variação da desigualdade entre 1981 e 1990, em algumas áreas, o resultado pode ser um valor numérico muito pequeno, o que não permite que se efetue o exercício algébrico da decomposição dinâmica com segurança. Nesses casos excepcionais decide-se por efetuar a decomposição também para o período 1981-1989, e desconsiderar os resultados decorrentes de variações numéricas muito pequenas no período 1981-1990.

4.2.1. A relevância de Posição na Ocupação

A relevância de posição na ocupação para as mudanças na desigualdade de rendimentos do trabalho, no setor rural do Brasil e regiões, depende da evolução de três dimensões suas: a) a proporção da população ocupada em suas diferentes categorias (β_g);

- b) os rendimentos médios relativos destes grupos em relação à renda média global (α_g);
c) e 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 neste estudo, apresenta algumas alterações durante o período sob análise, respeitadas as características de cada região estudada. (Como pode ser visualizado nas tabelas A11.1 a A11.6 no Apêndice 11). Pela tabela 65 observa-se, entretanto, que não ocorrem grandes alterações nessa composição entre os anos extremos do período sob análise, particularmente se empregados e volantes (com e sem intermediário) são agregados como anteriormente em uma única categoria de assalariados.

Tabela 65 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, conforme categorias ocupacionais, no Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (β_k).

Categoria/ Ano	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Empregador						
1981	5,2	5,9	5,6	6,9	9,7	3,2
1990	6,6	7,4	5,3	9,9	11,3	4,6
Conta-Própria						
1981	44,6	18,6	57,4	29,3	36,6	53,1
1990	43,2	17,7	59,9	27,6	31,5	49,9
Empregado						
1981	34,5	53,3	24,2	48,1	42,7	27,2
1990	36,0	61,0	26,1	46,1	48,2	28,8
Vol. c/ interm.						
1981	3,1	12,6	2,9	1,4	1,9	2,1
1990	2,5	5,0	2,4	4,4	1,5	1,5
Vol. s/ interm.						
1981	12,6	9,6	9,9	14,2	9,1	14,4
1990	11,7	8,9	6,3	12,0	7,5	15,2
Assalariado						
1981	50,2	75,5	37,0	63,7	53,7	43,7
1990	50,2	74,9	34,8	62,5	57,2	45,5

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Já os rendimentos médios relativos dos diferentes grupos ocupacionais sofrem modificações mais evidentes (Ver também tabelas A11.1 a A11.6 no Apêndice 11). Os rendimentos dos empregadores, expressos em função dos rendimentos médios da população como um todo, crescem entre 1981 e 1990, no Brasil e regiões, exceto no Sudeste e Nordeste, em que apresentam alguma redução (como pode ser observado na tabela 66). Porém, os empregados e volantes apresentam um comportamento inverso,

dados que seus rendimentos médios relativos reduzem-se no mesmo intervalo de tempo. Em consequência, a razão de rendimentos entre empregadores e empregados aumenta, em cerca de 17% para o Brasil, 85% em São Paulo, 14% no Sul, e 9% 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, no Brasil e em todas as regiões, no período (apenas no Nordeste mantém-se praticamente estabilizada).

Tabela 66 - Rendimentos médios relativos⁽¹⁾ associados à Posição na Ocupação: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura⁽²⁾ no Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (α_g).

Categoria/ Ano	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Empregador						
1981	4,48	4,52	3,77	4,27	3,66	4,66
1990	4,81	6,14	4,24	3,89	4,24	3,89
Conta-Própria						
1981	0,99	1,35	1,03	1,07	0,89	0,98
1990	0,91	0,98	0,99	1,02	0,82	0,99
Empregado						
1981	0,71	0,71	0,60	0,64	0,62	0,83
1990	0,65	0,52	0,59	0,58	0,48	0,80
Volante c/int.						
1981	0,62	0,49	0,45	0,60	0,54	0,77
1990	0,52	0,45	0,35	0,48	0,37	0,67
Volante s/int.						
1981	0,48	0,42	0,40	0,50	0,48	0,63
1990	0,37	0,31	0,33	0,38	0,32	0,54

(1) Rendimento médio da categoria sobre o rendimento médio da população

(2) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

No que concerne à desigualdade no interior de cada categoria, a tabela 67 mostra que há em geral, no Brasil e regiões, crescimento entre 1981 a 1990. A desigualdade no interior do grupo dos empregadores, conforme o índice de Theil L é bem maior do que a desigualdade interna das demais categorias ocupacionais. Em 1981 esta já se encontra em nível muito elevado, ocasião em que no Nordeste se registra o maior índice, evidenciando as disparidades entre os rendimentos de grandes e pequenos proprietários. Em 1990 esse índice é ainda maior entre os empregadores, exceto no Nordeste, em que se reduz (porém ainda revelando um alto nível de desigualdade de rendimentos pessoais do trabalho). 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 entre seus componentes. Apenas em São Paulo e região Nordeste a desigualdade dentro desse grupo sofre alguma redução de 1981 a 1990, aumentando no Brasil e demais regiões. Dentro do grupo dos empregados e volantes a desigualdade é bem menor, indicando uma maior homogeneidade de rendimentos entre seus membros, especialmente quanto aos volantes. São estas, entretanto, as pessoas com menor rendimento médio relativo entre as diferentes categorias ocupacionais. Observa-se que, também para esses grupos, a desigualdade é crescente, em geral, entre 1981 e 1990. (As variações da desigualdade no interior de cada grupo conforme os valores da redundância, R_g , encontram-se nas tabelas A11.1 a A11.6 do Apêndice 11 e apresentam, em geral, a mesma evolução aqui descrita para o L de Theil).

Tabela 67 - Índice L de Theil da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Brasil e regiões, no interior de cada grupo ocupacional, em 1981 e 1990 (L_g).

Categoria/ Ano	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Empregador						
1981	0,616	0,479	0,586	0,539	0,420	0,777
1990	0,782	0,874	0,544	0,588	0,693	0,652
Conta-Própria						
1981	0,516	0,409	0,429	0,346	0,358	0,490
1990	0,528	0,355	0,476	0,429	0,473	0,454
Empregado						
1981	0,218	0,229	0,262	0,168	0,161	0,179
1990	0,251	0,244	0,233	0,195	0,212	0,211
Volante c/int.						
1981	0,115	0,096	0,083	0,163	0,101	0,123
1990	0,162	0,086	0,086	0,133	0,157	0,165
Volante s/int.						
1981	0,124	0,073	0,129	0,088	0,111	0,129
1990	0,139	0,112	0,098	0,116	0,210	0,121

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Posição na ocupação, além de ser a variável mais importante para a explicação do grau de desigualdade em um instante de tempo, tanto no Brasil como nas diferentes regiões analisadas, é também a variável mais associada com as mudanças observadas na distribuição ao longo do tempo. A sua contribuição bruta para essas alterações da desigualdade no Brasil, de 1981 a 1990, é de 54,07% ou 72,23% (conforme os resultados da decomposição dinâmica segundo os índices R e L , respectivamente, registrados nas tabelas 68 e 69). Em São Paulo esses valores são de 58,26% ou 88,16%,

e no Centro-Oeste, de 47,04% ou 58,64%, de acordo com R ou L , respectivamente. Na região Nordeste, em que o crescimento da desigualdade é menos acentuado nesse período do que nas demais áreas do país, só é possível analisar com maior segurança algébrica os resultados da decomposição para o intervalo 1981-1989, seja por R ou L . Neste caso, a contribuição bruta desse fator é de 52,48% ou 60,96%, respectivamente. Embora na região Sul (em que o crescimento da desigualdade entre 1981 e 1990 também é menor), conforme R não seja possível definir os resultados da decomposição entre 1981 e 1990, a contribuição bruta de posição na ocupação na explicação da variação da desigualdade, segundo L , é de cerca de 61%.¹⁶⁹ No Sudeste essa contribuição é também bem elevada, alcançando 80,33% (conforme R) ou 62,72% (segundo L).

Tabela 68 - Resultados da decomposição dinâmica para Posição na Ocupação, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação na Redundância - ΔR).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	20,98	33,09	54,07	45,94
São Paulo	8,56	49,70	58,26	41,74
R. Sul ⁽²⁾	-13,68	84,71	71,03	28,97
R. Sudeste	65,01	15,32	80,33	19,67
R. C.-Oeste	6,92	40,12	47,04	52,97
R. Nordeste ⁽²⁾	14,92	37,56	52,48	47,52

- (1) Pessoas ocupadas na agricultura, com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana
- (2) Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981-1989. Os resultados numéricos do período 1981-1990 foram desconsiderados em função da variação da desigualdade ser muito pequena nessa região

¹⁶⁹ Nessa região, no período 1981-1989, a contribuição bruta de posição na ocupação para a explicação da variação da desigualdade, conforme R , é de cerca de 71%.

Tabela 69 - Resultados da decomposição dinâmica para Posição na Ocupação, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação no *L* de Theil - ΔL).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	29,16	43,07	72,23	27,77
São Paulo	18,70	69,46	88,16	11,84
R. Sul	- 22,43	83,37	60,94	39,07
R. Sudeste	47,59	15,13	62,72	37,28
R. C.-Oeste	8,58	50,06	58,64	41,36
R. Nordeste ⁽²⁾	15,87	45,09	60,96	39,03

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

(2) Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981-1989. Os resultados numéricos do período 1981-1990 foram desconsiderados em função da variação da desigualdade ser muito pequena nessa região

Destaca-se que o efeito-renda domina consistentemente o efeito composição, no período 1981-1990, no Brasil e na maior parte de suas regiões, seja a decomposição feita por *R* ou *L*. 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 mantêm-se estável, ao mesmo tempo em que se verificam algumas pequenas alterações na composição da força de trabalho entre as categorias ocupacionais.

De maneira geral, entretanto, o efeito composição não desempenha um papel tão preponderante, dada a razoável estabilidade da fração da população ocupada em cada grupo ocupacional, em todas as regiões estudadas. Por outro lado, as mudanças na desigualdade diretamente associadas às alterações nos diferenciais de salários (efeito-renda), respondem por 33,09% ou 43,07% da variação total dessa desigualdade, (conforme *R* ou *L*, respectivamente) entre 1981 e 1990 no Brasil, e apresentam valores ainda mais elevados em São Paulo e regiões Sul e Centro-Oeste. 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 teria contribuído, *ceteris paribus*, para a redução da desigualdade nesse período. Ou seja, contribuído em sentido “contrário” ao registrado pela evolução da desigualdade.

O comportamento dos diferenciais de rendimentos associados às diferentes categorias ocupacionais, discutido em itens anteriores deste estudo, confirma a preponderância do efeito-renda para a explicação da variação da desigualdade total de rendimentos do trabalho entre 1981 e 1990. Como pode ser notado pela leitura das tabelas 40, 52, 56, 57, 61 e 62 esses diferenciais crescem de 1981 a 1990, para todas as categorias ocupacionais, em todas as regiões e no país como um todo, com raras exceções. Dessa maneira, a análise de regressão reforça os resultados indicados pela análise de decomposição dinâmica, de 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 no setor agrícola brasileiro, em nível geral ou regional, no período em estudo.

A maior importância do efeito-renda, ao se efetuar a divisão da população ocupada na agricultura em diferentes categorias ocupacionais, reforça observação anterior de que a adoção do salário mínimo como parâmetro de custo da mão-de-obra contribuiu para o crescimento da desigualdade de rendimentos no setor rural de algumas regiões brasileiras, especialmente em São Paulo e Centro-Oeste, no período 1981-1990. Isto porque, enquanto os rendimentos dos empregadores em relação a renda global da população crescem, no Brasil e na maior parte das regiões, os rendimentos médios

relativos dos empregados e volantes diminuam. E, como visto nos itens (4.1.4.1) e (4.1.4.2) deste trabalho, existe uma estreita relação (inversa) entre a evolução dos diferenciais de rendimentos entre empregadores e empregados, e o salário mínimo real, em São Paulo e região Centro-Oeste. Conseqüentemente, a preponderância do efeito-renda na explicação da variação (ou seja, no acréscimo) da desigualdade total de rendimentos do trabalho entre 1981 e 1990 ratifica 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.

4.2.2. A relevância da Educação

Como definido em (2.2.3.2), 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 o Brasil e diferentes regiões do país, no período 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 referentes à 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 70. 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 3 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 alguma 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% (quando esse percentual passa de 61% para 49,1% no mesmo período).

Tabela 70 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ conforme níveis de escolaridade, no Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (β_2).

Categoria/ Ano	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Superior						
1981	0,4	0,5	0,7	0,4	0,5	0,1
1990	0,7	2,0	0,8	0,1	1,5	0,2
Colegial						
1981	1,0	2,0	1,5	1,3	1,9	0,3
1990	2,2	3,9	3,4	2,9	4,2	0,6
Ginásio Comp.						
1981	1,1	2,2	1,7	1,3	1,9	0,4
1990	2,0	3,5	4,1	2,0	2,5	0,7
Ginásio Inc.						
1981	4,3	5,8	10,0	3,0	5,0	1,9
1990	6,9	8,1	15,3	6,2	9,4	3,1
Primário Comp.						
1981	14,4	22,0	25,1	18,3	16,5	5,4
1990	16,4	26,7	27,3	21,8	19,4	6,9
Primário Inc.						
1981	32,6	37,6	34,0	37,4	34,8	28,2
1990	29,0	33,8	29,3	33,0	30,2	26,0
Sem instr/< 1 ano						
1981	46,2	29,9	27,0	38,3	39,4	63,7
1990	42,8	22,0	19,8	33,1	32,8	62,5

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana.

Embora essa tabela 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 indicam ser a qualidade da educação básica muito diferente entre as regiões do país, em prejuízo da região Nordeste.¹⁷⁰

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 3 anos de escolaridade (primário incompleto) em 1990 conforme pode ser visto na tabela 71. 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 de cerca de 50% do percentual correspondente entre os volantes sem intermediário, no Brasil e regiões, 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 proporção de pessoas com instrução primária incompleta, é a classe que apresenta a maior proporção de pessoas com nível superior ou colegial de instrução.

¹⁷⁰ Ver, entre outros, o trabalho de GATTI, ESPOSITO & SILVA, sobre “Características de professores(as) e da profissão de professor(a) de 1º grau no Brasil” (1993).

Tabela 71 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Brasil e regiões, em 1990, conforme categoria ocupacional e níveis de escolaridade.

Categoria/ Instrução	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Empregador						
Sem instr/Prim. I.	47,20	31,24	29,60	44,00	31,59	70,35
Colegial/Superior	17,77	26,98	26,22	18,69	26,76	6,09
Prim. C./Gin. I/C.	35,03	41,78	44,18	37,31	41,65	23,56
Conta-Própria						
Sem instr/Prim. I.	72,14	49,64	45,92	67,64	66,65	88,68
Colegial/Superior	1,95	6,79	3,64	2,43	3,64	0,45
Prim. C./Gin. I/C.	25,91	43,57	50,44	29,93	29,71	10,87
Empregado						
Sem instr/Prim. I.	71,76	59,12	54,51	66,03	66,42	89,01
Colegial/Superior	2,88	4,03	2,68	2,80	3,02	0,85
Prim. C./Gin. I/C.	25,36	36,85	42,81	31,17	30,56	10,14
Volante c/Interm.						
Sem instr/Prim. I.	76,71	60,42	67,28	78,18	63,84	93,67
Colegial/Superior	0,63	2,08	0,00	0,84	0,00	0,00
Prim. C./Gin. I/C.	22,66	37,50	32,72	20,98	36,16	6,33
Volante s/Interm.						
Sem instr/Prim. I.	83,34	63,10	65,71	76,49	72,64	91,92
Colegial/Superior	0,20	1,19	0,00	0,48	0,56	0,00
Prim. C./Gin. I/C.	16,46	35,71	34,29	23,03	26,80	8,08

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

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 em decorrência 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. As tabelas A12.1 a A12.6 do Apêndice 12 mostram, para 1981 e 1990, a distribuição percentual das pessoas ocupadas no setor agrícola do Brasil e regiões, conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade. A análise dessas tabelas confirma a observação feita acima, pois, apesar de ter ocorrido redução no percentual de pessoas sem instrução ou com primário incompleto, essa redução é mais acentuada na classe dos empregadores do que nos demais grupos ocupacionais. No Brasil, em 1990, cerca de 47% dos empregadores têm no máximo instrução primária incompleta, enquanto essa porcentagem é de cerca de 70% entre os empregados e trabalhadores por conta-própria, e varia em torno de 80% para os volantes.

A manutenção dos desequilíbrios regionais quanto à distribuição da educação, bem como a desigualdade dessa distribuição entre categorias ocupacionais, são fatores que podem contribuir acentuadamente para uma maior desigualdade 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 os anos extremos do período 1981-1990.

As rendas médias relativas à renda média global, associadas aos sete grupos educacionais em que a população está dividida nesta pesquisa, em 1981 e 1990, estão na tabela 72.

Tabela 72 - Rendimentos médios relativos⁽¹⁾ associados à Educação: distribuição das pessoas ocupadas na agricultura⁽²⁾ do Brasil e regiões, em 1981 e 1990 (α_2).

Categoria/ Ano	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Superior						
1981	8,54	8,43	4,89	8,07	5,61	16,74
1990	8,83	3,51	7,33	9,33	7,41	9,05
Colegial						
1981	3,92	4,79	2,28	2,47	3,48	5,48
1990	3,17	1,69	2,19	2,78	3,23	3,26
Ginásio Comp.						
1981	2,74	1,60	2,44	2,91	1,49	3,64
1990	1,86	1,25	1,28	1,84	1,86	2,08
Ginásio Inc.						
1981	1,81	1,18	1,19	2,39	1,40	2,74
1990	1,90	3,16 ^(*)	1,25	1,38	1,05	1,85
Primário Comp.						
1981	1,35	1,05	1,10	1,15	1,34	1,40
1990	1,19	0,97	0,95	1,02	1,02	1,17
Primário Inc.						
1981	0,99	0,88	0,92	0,95	0,88	1,10
1990	0,85	0,61	0,83	0,79	0,65	1,09
Sem instr/< 1 ano						
1981	0,66	0,66	0,69	0,68	0,72	0,80
1990	0,61	0,45	0,61	0,65	0,66	0,85

(1) Rendimento médio da categoria sobre o rendimento médio da população

(2) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, 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 cerca de 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 dessa tabela mostram que os grupos educacionais, no Brasil e regiões, 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 70), 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 1 ano de estudo), o que está registrado na tabela 73.

Tabela 73 - Razão entre a renda média de cada categoria educacional e a renda média dos sem instrução: distribuição das pessoas ocupadas⁽¹⁾ na agricultura do Brasil e regiões, em 1981 e 1990.

Categoria/ Ano	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Superior						
1981	12,94	12,72	7,09	11,87	7,79	20,92
1990	14,47	7,8	12,02	14,35	11,23	10,64
Colegial						
1981	5,94	7,26	3,30	3,63	4,83	6,85
1990	5,19	3,75	3,59	4,28	4,89	3,83
Ginásio Comp.						
1981	4,15	2,42	3,54	4,28	2,07	4,55
1990	3,05	2,78	2,10	2,83	2,82	2,45
Ginásio Inc.						
1981	2,74	1,79	1,72	3,51	1,94	3,42
1990	3,11	7,02 ^(*)	2,05	2,12	1,59	2,18
Primário Comp.						
1981	2,04	1,59	1,59	1,69	1,86	1,75
1990	1,95	2,15	1,56	1,57	1,54	1,38
Primário Inc.						
1981	1,50	1,33	1,33	1,40	1,22	1,37
1990	1,39	1,35	1,36	1,21	0,98	1,28
Sem instr/< 1 ano						
1981	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1990	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, 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 no Brasil e demais regiões. Nesses casos observa-se a ocorrência de crescimento dessa razão para algumas categorias, enquanto para outros há declínio, não sendo possível estabelecer a existência de uma tendência única, seja de crescimento ou declínio dessa razão. Além desse aspecto, o que se pode efetivamente constatar é que os retornos à educação associados a rendimentos do trabalho, no setor rural brasileiro, são muito elevados. Considerando-se o setor agrícola brasileiro como um todo, em 1990 encontra-se que uma pessoa ocupada com instrução primária completa recebe, em média, rendimentos do trabalho cerca de 95% maiores do que trabalhadores sem instrução. Ainda, que uma pessoa com ginásio completo recebe, em média, rendimento cerca de 56% superior ao de uma pessoa que possua apenas primário completo. Ou mesmo que nível superior de escolaridade assegura, em média, rendimentos cerca de 642% superiores aos dos que possuem como nível de escolaridade o primário completo. Essa é uma característica comum a todas as regiões, inclusive a 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.

A dispersão dos rendimentos do trabalho, no interior de cada categoria educacional, está fortemente associada com a parte da desigualdade gerada por outros fatores que não a educação. Conforme pode ser observado na tabela 74, a dispersão interna conforme o índice de Theil L , no Nordeste, reduz-se em todas as categorias de 1981 a 1990, 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 Brasil reduz-se apenas para as categorias com colegial e ginásio completo, enquanto no Sudeste essa redução só ocorre para os grupos com instrução ginásial. Na região Centro-Oeste ocorre redução apenas

para o grupo das pessoas com ginásio incompleto, aumentando bastante para as demais categorias.¹⁷¹

¹⁷¹ A desigualdade interna, conforme a redundância, apresenta praticamente a mesma evolução, conforme pode ser observado nas tabelas A11.1 a A11.6 no Apêndice 11.

Tabela 74 - Índice L de Theil da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Brasil e regiões, no interior de cada categoria educacional, em 1981 e 1990 (L_g).

Categoria/ Ano	BRASIL	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
Superior						
1981	0,471	0,529	0,267	0,610	0,281	0,642
1990	0,516	0,370	0,377	0,619	0,564	0,423
Colegial						
1981	0,680	0,889	0,572	0,450	0,540	0,712
1990	0,605	0,473	0,436	0,589	0,807	0,550
Ginásio Comp.						
1981	0,742	0,529	0,868	0,759	0,396	0,888
1990	0,630	0,674	0,468	0,658	0,527	0,764
Ginásio Inc.						
1981	0,647	0,603	0,488	0,962	0,551	0,847
1990	0,825	1,741	0,566	0,568	0,523	0,623
Primário Comp.						
1981	0,494	0,377	0,521	0,426	0,505	0,521
1990	0,530	0,486	0,443	0,486	0,600	0,471
Primário Inc.						
1981	0,405	0,366	0,432	0,369	0,347	0,362
1990	0,458	0,371	0,443	0,380	0,377	0,480
Sem instr/< 1 ano						
1981	0,357	0,231	0,377	0,225	0,339	0,355
1990	0,399	0,199	0,456	0,349	0,598	0,349

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

O que se pode constatar por esses valores é que, além da desigualdade interna ser crescente para grande parte das categorias educacionais, no Brasil e regiões (exceto Nordeste), os valores de L são elevados, de tal forma a indicar que a desigualdade dentro dos grupos é fortemente associada a outros fatores que não a educação, como outros atributos individuais e outras variáveis sócio-econômicas.

Na análise das variações da desigualdade entre o início (1981) e o final do período em estudo (1990), o poder explicativo da educação é maior do que para a explicação da desigualdade estática (pontual), embora este poder também se mantenha inferior à contribuição associada a posição na ocupação. As modificações relacionadas à alocação da educação e diferenciais de renda relativa por categorias educacionais respondem por 44,02% da variação da desigualdade total entre 1981 e 1990 (conforme R), no Brasil, sendo esse percentual de cerca de 56% quando a decomposição é feita pelo Theil L (conforme valor da contribuição bruta na decomposição dinâmica da desigualdade, registrado nas tabelas 75 e 76).

Tabela 75 - Resultados da decomposição dinâmica para Educação, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação na Redundância - ΔR).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	38,78	5,24	44,02	55,98
São Paulo	15,56	37,34	52,90	47,10
R. Sul ⁽²⁾	44,97	55,06	100,03	-0,02
R. Sudeste	118,23	-13,81	104,42	-4,42
R. C.-Oeste	12,94	15,28	28,22	71,77
R. Nordeste ⁽²⁾	32,89	-10,55	22,34	77,66

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

(2) Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981-1989. Os resultados numéricos do período 1981-1990 foram desconsiderados em função da variação da desigualdade ser muito pequena nessa região

Tabela 76 - Resultados da decomposição dinâmica para Educação, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação no L de Theil - ΔL).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	56,10	-0,49	55,61	44,39
São Paulo	46,84	14,92	61,76	38,24
R. Sul	76,37	30,62	106,99	-6,99
R. Sudeste	70,39	-8,41	62,00	38,00
R. C.-Oeste	31,61	13,58	45,19	54,81
R. Nordeste ⁽²⁾	34,38	-11,41	22,97	77,03

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

(2) Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981-1989. Os resultados numéricos do período 1981-1990 foram desconsiderados em função da variação da desigualdade ser muito pequena nessa região

No setor rural brasileiro como um todo observa-se que, de 1981 a 1990, a contribuição da educação para as modificações na desigualdade total estão mais fortemente associadas às alterações no tamanho relativo dos grupos educacionais, do que às mudanças nas rendas relativas entre esses grupos. Quando a decomposição é feita através de R , as modificações no tamanho relativo dos grupos educacionais (efeito composição) respondem por 38,78% da variação total da desigualdade, enquanto as alterações nas rendas relativas entre esses grupos (efeito-renda) mostram-se responsáveis por apenas 5,24% dessa variação total. Se utilizado o índice de Theil L para a decomposição da desigualdade total, as alterações na desigualdade são devidas praticamente apenas ao efeito composição (56,10%), pois a contribuição do efeito renda é negativa e muito pequena. O sinal negativo do efeito renda, nesse caso, significa que as alterações nas rendas relativas entre os grupos educacionais teria contribuído, *ceteris paribus*, para

uma redução da desigualdade total entre 1981 e 1990. Ou seja, teria contribuído em sentido “contrário” ao registrado pela evolução da desigualdade.

No Estado de São Paulo e região Centro-Oeste, que são as regiões do país em que é maior o nível de renda média no final do período em estudo, observa-se que a natureza da contribuição de educação para a variação da desigualdade total difere conforme a decomposição seja feita por R ou L . Se a decomposição é feita conforme R encontra-se que o efeito-renda domina o efeito composição nas duas regiões, embora este domínio seja mais preponderante em São Paulo. Quando a decomposição é feita por L , a preponderância do efeito composição é clara em ambas as regiões. Tal discrepância de resultados deve estar associada à diferença de sensibilidade entre R e L , dado que a redundância é mais sensível do que o Theil- L a rendas mais elevadas. E ao fato dessas regiões serem as únicas áreas do país que apresentam crescimento do rendimento médio de 1981 a 1990, além de também possuírem os maiores níveis desse rendimento em 1990 (conforme visto na tabela 19).

Na região Sul a decomposição da desigualdade conforme R não é realizada no período 1981-1990, dado que a variação da desigualdade total conforme esse índice é muito pequena. Porém, de acordo com a decomposição do Theil L , observa-se que a contribuição do efeito composição é dominante. Nessa região, quando a variável educação é considerada isoladamente, observa-se que 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, indicando que a desigualdade dentro dos grupos, associada a outros fatores que não a educação, contribui em sentido oposto do registrado pela evolução da desigualdade total no período, ou seja, no sentido de sua redução. Nessa região, como não é possível decompor a desigualdade conforme R no período 1981-1990, é feita alternativamente a decomposição desse índice para o período 1981-1989. Como pode ser visto pela leitura da tabela 75, o efeito-renda, nesse caso, é maior do que o efeito composição para a explicação bruta da variação da desigualdade total, em contraposição ao resultado obtido para o período 1981-1990 conforme o índice L de Theil.

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 teria 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, seja por *R* ou *L*, não permite que os resultados obtidos sejam analisados. Porém, para o período 1981-1989 há domínio claro do efeito composição, apresentando-se negativo o efeito-renda, seja por *R* ou *L*. 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 relevante para a explicação da variação da desigualdade total de rendimentos do trabalho, no Brasil e regiões, 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, exceto no Estado de São Paulo e região Centro-Oeste, bem como na região Sul. Nessas três regiões há indícios de que as variações nos diferenciais de rendimento entre as categorias de educação se revelaram também importantes em termos de seus efeitos sobre a desigualdade total

O efeito composição se mostra mais importante, em geral, para a explicação do aumento da desigualdade no período, em função da 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 da maior parte das pessoas ocupadas possuírem baixo nível educacional, o que contribui para a manutenção de retornos à educação muito elevados em todas as regiões brasileiras.¹⁷²

¹⁷² Esse resultado ratifica as conclusões obtidas por LAM & LEVISON (1990b). Esses autores, trabalhando com amostras de homens brasileiros e americanos com rendimento positivo, com base em informações de 1985, mostram que ocorre no Brasil aumento na média dos anos de escolaridade. 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.

Esse resultado reitera a importância da adoção de políticas que gerem uma melhoria do nível educacional das pessoas ocupadas na agricultura, simultaneamente à uma redução da desigualdade dessa distribuição. Mas também reafirma a relevância da adoção de políticas que reduzam os diferenciais de rendimentos entre as diferentes categorias em que se divide a população quanto à educação, para a redução da desigualdade de rendimentos do trabalho no setor agrícola brasileiro, especialmente em São Paulo e regiões Sul e Centro-Oeste.

4.2.3. A relevância de Idade e Sexo

Conforme pode ser constatado pela leitura das tabelas A11.1 a A11.6 no Apêndice 11, a composição percentual da população ocupada na agricultura brasileira apresenta-se relativamente estável, seja no todo ou nas diferentes regiões do país, entre 1981 e 1990, se a população é dividida em diferentes grupos etários. O mesmo se observa 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 do rendimento médio relativo à renda média da população. Já a desigualdade interna aos grupos, esteja a população dividida quanto à idade ou sexo é, em geral, crescente.

A decomposição dinâmica da desigualdade para Idade, cujos resultados estão nas tabelas 77 e 78, indicam 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 (também na região Sudeste a decomposição conforme R indica um ligeiro domínio do efeito composição). O efeito-renda no Sul é negativo, indicando que a contribuição das modificações nas rendas relativas entre os diferentes grupos etários contribui para a redução da desigualdade total

Observam ainda esses autores que enquanto diminui a variância da escolaridade americana, a brasileira aumenta (embora registrem que essa tendência pode ter passado por um máximo, levando para os grupos mais jovens índices menores de desigualdade).

no período. Essa é a região em que é menor a contribuição bruta de idade para a variação da desigualdade entre 1981 e 1990, enquanto São Paulo apresenta contribuição muito elevada nesse mesmo período, de 50,69% conforme *R*, e de 49,06% de acordo com *L*.

Tabela 77 - Resultados da decomposição dinâmica para Idade, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação na Redundância - ΔR).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	5,04	19,40	24,44	75,56
São Paulo	1,44	49,25	50,69	49,31
R. Sul	36,73	-27,49	9,24	90,76
R. Sudeste	6,54	5,98	12,52	87,47
R. C.-Oeste	4,14	19,58	23,72	76,29
R. Nordeste	7,27	36,14	43,41	56,59

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

Tabela 78 - Resultados da decomposição dinâmica para Idade, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação no *L* de Theil - ΔL).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	5,91	15,78	21,69	78,30
São Paulo	3,65	45,41	49,06	50,95
R. Sul	12,79	-3,20	9,59	90,41
R. Sudeste	4,76	11,85	16,61	83,38
R. C.-Oeste	3,31	17,80	21,11	78,89
R. Nordeste ⁽²⁾	2,59	17,20	19,79	80,22

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

(2) Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981-1989. Os resultados numéricos do período 1981-1990 foram desconsiderados em função da variação da desigualdade ser muito pequena nessa região

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, em que o poder explicativo desse fator nos dois tipos de decomposição é aproximadamente igual e baixo. Esse aspecto parece indicar 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 1981-1990, do que em cada ano desse intervalo de tempo. Esse fato é especialmente importante em São Paulo, onde a contribuição bruta de idade na decomposição dinâmica é de cerca de 50% o que confirma a importância de experiência e aprendizado no trabalho na agricultura desse Estado, já detectada anteriormente pela evolução da contribuição marginal dessa variável.

A contribuição bruta associada a sexo pela decomposição dinâmica é muito pequena, ou mesmo negativa, como nas regiões Sul e Centro-Oeste. (Ver tabelas A13.1 e A13.2 no Apêndice 13). Conseqüentemente, as mudanças nas dispersões internas dos sub-grupos em que se divide o conjunto das pessoas ocupadas na agricultura com relação a gênero (efeito interno) é que explicam a quase totalidade do crescimento da desigualdade de rendimentos do trabalho, entre 1981 e 1990, no Brasil e diferentes regiões do país.¹⁷³ Ou seja, 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.

¹⁷³ 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 situa-se em torno de 90%. Nas demais regiões assume valores em torno de 100%.

5. CONCLUSÕES

A evolução das medidas de desigualdade, bem como a posição relativa das curvas de Lorenz, apontam para um inequívoco aumento do grau de concentração de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, no país e nas suas regiões, no período 1981-1990. As diferenças regionais da desigualdade, entretanto, são mais acentuadas ou no mínimo equivalentes às diferenças temporais. Na agricultura de São Paulo e região Centro-Oeste ocorrem os valores mais elevados dos índices de desigualdade, enquanto no Nordeste registram-se os menores índices. A menor desigualdade que se registra no Nordeste, entretanto, é decorrente do crescimento agrícola de tipo extensivo que caracteriza essa região, que se traduz em baixos salários e pequenos acréscimos de renda, e simultaneamente da relativa homogeneidade dos fatores de produção empregados nessa agricultura tradicional. Os níveis de desigualdade, porém, são elevados no país e em todas as regiões, situando-se em patamares superiores ao de outros países latino-americanos ou mesmo do mundo. Esse alto nível de desigualdade indica que, entre as pessoas ocupadas na agricultura, a riqueza está convivendo com a pobreza ou mesmo miséria, e que essa situação que já caracterizava historicamente o perfil distributivo do setor rural brasileiro, se agravou ainda mais no decorrer dos anos 80.

Em 1990 o rendimento médio real é inferior ao de 1981, no Brasil e nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste. Apenas em São Paulo e região Centro-Oeste, que são aquelas em que mais cresceu a desigualdade de rendimentos do trabalho no período em estudo, o valor real do rendimento médio de 1990 supera o de 1981.

As medidas de pobreza indicam que em 1990 a incidência de pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil, e em todas as regiões do país, é mais

elevada do que em 1981. A pobreza cresce de 1981 a 1990, tendo apresentado uma redução acentuada apenas em 1986, em decorrência dos efeitos efêmeros do Plano Cruzado e do extraordinário crescimento do rendimento médio (e mediano) então registrado. Porque, durante os meses em que perdurou o congelamento de preços estabelecido pelo referido plano de estabilização econômica, o setor agrícola foi favorecido pelo crescimento geral da demanda por produtos agrícolas, e pelo grande crescimento da oferta de empregos no setor urbano. Conclui-se dos resultados deste estudo que o setor rural brasileiro, além de apresentar índices de desigualdade muito elevados relativamente a padrões mundiais e latino-americanos, ostenta, no início dos anos 90, elevado grau de pobreza. E que os níveis de pobreza absoluta da população brasileira rural ocupada são compatíveis aos de países latino-americanos em estágio de desenvolvimento muito inferior ao brasileiro.

Os índices de pobreza são menores em São Paulo e região Centro-Oeste, que são as regiões com maior índice de desigualdade e maior rendimento real médio no final do período em estudo. No Nordeste, onde a desigualdade é menor, e onde é bem mais baixo o rendimento médio, a pobreza é extremamente elevada. A população rural pobre, entretanto, tem características distintas nas várias regiões, e reflete os dois tipos básicos de agricultura do país: a forte presença da empresa capitalista, com elevada participação dos empregados na ocupação total, em São Paulo e regiões Centro-Oeste e Sudeste, e a agricultura com maior peso da produção familiar no Sul e Nordeste, embora com grandes diferenças em termos de nível técnico de produção entre essas duas regiões. A pobreza rural do Nordeste é fortemente associada às precárias condições da pequena produção, enquanto em São Paulo e regiões Sudeste e Centro-Oeste é mais acentuadamente relacionada com o baixo nível dos salários, e, de forma mais específica em São Paulo e Centro-Oeste, com a variação do valor real do salário mínimo.

Os desequilíbrios regionais quanto à desigualdade de rendimentos e pobreza mantêm-se (e mesmo se ampliam), entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, de 1981 a 1990. No Brasil e regiões Sul, Sudeste e Nordeste o crescimento da desigualdade, nesse período, é pouco intenso. Porém, o rendimento médio se reduz, e registra-se um acentuado crescimento da pobreza. Em São Paulo e região Centro-Oeste o

crescimento da desigualdade é mais forte, de tal forma que, embora nessas regiões também aumente o rendimento médio, a pobreza não se reduz. O crescimento da desigualdade na região Sul, no período, é bem inferior ao das demais regiões do país (observa-se que no Nordeste esse crescimento também não é muito elevado). Como nessa região é forte a presença de pequenos proprietários rurais, a renda registrada pelas PNAD para os estratos mais pobres (ao não considerar a produção para auto-consumo) pode estar subestimada, e dessa forma contribuir para que os indicadores de desigualdade estejam superestimados. Em decorrência desses fatos, e embora a pobreza tenha aumentado e a renda média diminuído, esta parece ser a única região do país em que se registra, de 1981 a 1990, tendência de alguma melhora quanto à desigualdade da distribuição de rendimentos no setor rural. Destaca-se ainda que a região Sul é a única região do país em que, no período 1985-1990, a desigualdade se reduz. Ressalta-se que o Nordeste apresenta os maiores valores dos índices de pobreza entre as regiões brasileiras, simultaneamente aos piores indicadores de miséria absoluta, menor renda média e menores índices de desigualdade. A situação dessa região é ainda mais grave quando se observa que vem ocorrendo maior concentração do desenvolvimento social entre as regiões do país, pois a magnitude de indicadores sociais (como mortalidade infantil, alfabetização, esperança de vida ao nascer, e outros) são bem piores no Nordeste, além de apresentarem nessa região as menores taxas de melhora no decorrer do tempo, em relação às demais regiões do país.

A deterioração da distribuição de rendimentos pessoais, e a ampliação da pobreza na agricultura brasileira, no período 1981-1990, realçam os históricos desequilíbrios regionais e colocam em eixos opostos o Nordeste e São Paulo - Centro-Oeste no início dos anos 90. Esses desequilíbrios se expressam através dos diferentes padrões regionais de crescimento da produção agrícola. No Centro-Oeste observa-se que o crescimento ocorre associado à tecnificação, e no Sul-Sudeste com intensificação (tecnológica) do uso da terra. Já no Nordeste mantém-se o padrão de uso extensivo da terra, com baixo nível de mecanização e grande utilização de mão-de-obra.

Entre os fatores determinantes da ampliação da pobreza e deterioração da distribuição de rendimentos pessoais na agricultura brasileira, bem como da manutenção

(ou mesmo ampliação) dos desequilíbrios regionais quanto a esses aspectos, destacam-se os relacionados com a natureza do processo de modernização por que passou a agricultura brasileira, particularmente a partir dos anos 70, no contexto geral do modelo de desenvolvimento adotado pelo país. O processo de modernização da agricultura foi viabilizado pelo modelo de política agrícola que vigorou no país pelo menos até meados dos anos 80. Esse processo foi particularmente intenso no Estado de Goiás e demais regiões de fronteira agrícola, e apresentou forte correlação positiva com o crescimento do rendimento médio e da desigualdade, ao ser realizado através de políticas que privilegiaram incentivos de mercado e resultados de eficiência de curto prazo. Seu principal instrumento, até o início dos anos 80, foi o crédito rural farto e subsidiado. No decorrer dos anos 80, contudo, a crise fiscal do Estado levou à contração do programa de crédito rural e à redução dos gastos públicos com pesquisa e extensão, e a intervenção governamental se centrou crescentemente na política de preços mínimos. Não se pode desconsiderar, entretanto, as deficiências distributivas do sistema de crédito rural, tanto em termos de tamanho dos estabelecimentos rurais, como dos produtos e regiões beneficiadas, pois este instrumento de política agrícola privilegiou apenas uma minoria de proprietários.

O modelo de desenvolvimento brasileiro discriminou fortemente o setor rural, pois a agricultura foi prejudicada por medidas que objetivavam apoiar prioritariamente o desenvolvimento industrial (como políticas de câmbio, comerciais, de abastecimento, ou mesmo incentivos tarifários e financeiros para a indústria). Simultaneamente, esse modelo relegou a segundo plano políticas de mudanças estruturais (como a questão da concentração da posse da terra, a implementação de um esquema efetivo de tributação fundiária, as relações de trabalho no meio rural, além da valorização do elemento humano através da melhoria educacional do homem do campo). Em decorrência, produziu distorções e contribuiu para agravar a questão histórica da enorme disparidade da distribuição setorial e pessoal da renda no país, como a que se registra neste trabalho no setor agrícola, no decorrer dos anos 80 e início da década de 1990. Dentro desse contexto econômico, a natureza do modelo de política agrícola implementada privilegiou as pessoas já possuidoras de capital e riqueza na área rural, em

detrimento dos trabalhadores e pequenos proprietários rurais, contribuindo, dessa forma, para agravar a questão da elevada concentração de rendimentos na agricultura brasileira. Mesmo na segunda metade dos anos 80, em que a política agrícola brasileira vai assumindo, gradativamente, função regulatória, o desarranjo das finanças públicas e a escalada inflacionária não permitem que o governo implemente uma política agrícola efetiva. As medidas antinflacionárias de curto prazo atropelam, novamente, as políticas de proteção da renda do setor agrícola. E, embora as decisões de política agrícola deixem gradativamente de configurar um processo fechado e comandado pela burocracia estatal, os trabalhadores e os pequenos produtores rurais continuam a ser os grandes ausentes nas decisões que vão dando forma à nova agricultura brasileira. Dessa forma, essas políticas continuam a contribuir, mesmo no final dos anos 80, para a alta concentração de rendimentos pessoais no setor rural, bem como para as disparidades regionais quanto à desigualdade e pobreza que continuam a caracterizar a agricultura brasileira no início dos anos 90.

Destaca-se nesse contexto que a não implementação de políticas institucionais de valorização de rendimentos dos trabalhadores e pequenos produtores contribui para acentuar a questão da desigualdade de rendimentos no setor rural brasileiro. E, nesse âmbito, ressalta-se que maior desigualdade de rendimentos pessoais no trabalho associa-se com as características recessivas da política salarial, expressas através da queda do valor real do salário mínimo, particularmente nas regiões em que é maior a importância da categoria assalariados na população ocupada, como em São Paulo, Centro-Oeste, e mesmo no Sudeste. Aspecto esse que se constitui, no período analisado, em importante fator na explicação do grande crescimento da desigualdade e pobreza no setor agrícola dessas regiões do país.

É possível concluir que a desigualdade e a pobreza na agricultura brasileira, de 1981 a 1990, refletem as oscilações no ritmo geral da atividade econômica (e não da atividade agrícola em particular). Esse comportamento, de certa forma, reflete o crescente efeito da inflação sobre a renda das pessoas ocupadas no setor agrícola. Verifica-se, inclusive, que o crescimento da inflação, especialmente na segunda metade dos anos 80, contribui para um aumento mais rápido tanto da pobreza como da

desigualdade. Observa-se, no período em estudo, a existência de associação positiva entre taxa de inflação e medidas de desigualdade e pobreza, o que indica que a redução do processo inflacionário pode contribuir para uma melhor distribuição de rendimentos e menores índices de pobreza, no setor rural brasileiro, além de propiciar maior estabilidade e eficiência para a economia em geral. Dessa forma, é possível também concluir que o crescimento econômico com estabilidade pode ter um duplo efeito no sentido de redução da pobreza absoluta: o de aumentar o rendimento individual real *per capita*, simultaneamente ao crescimento da participação dos pobres na renda total.

A análise dos condicionantes da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, efetuada nesta pesquisa, destaca o papel principal desempenhado pela variável Posição na Ocupação, no Brasil e em todas as regiões do país, para a explicação da desigualdade. Seguem-se, em ordem de importância, Educação e Região Geográfica, apresentando contribuição menor 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, seja em termos brutos ou marginais, a maior contribuição para a explicação da desigualdade de rendimentos, tanto em cada ano do período considerado, como no decorrer do tempo (de 1981 a 1990), no Brasil e em todas as regiões do país. Constatase, inclusive, que o poder explicativo bruto dessa variável é mais elevado nas regiões em que é mais forte a presença da empresa capitalista, como no Estado de São Paulo e regiões Centro-Oeste e Sudeste, indicando 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 distribuição prévia da riqueza no setor agrícola brasileiro, e reitera o papel vital que a adoção de políticas de modificações estruturais podem ter no processo de distribuição da renda no Brasil, especialmente na área rural.

O fato de Posição na Ocupação apresentar-se como fator de maior peso entre as variáveis consideradas neste estudo como condicionantes da desigualdade de rendimentos no setor rural ratifica, com base nos registros dos anos 80 e início da década

de 90, a necessidade de adoção de estratégias de desenvolvimento que priorizem a agricultura e as necessárias reformas estruturais há muito indicadas. Ou seja, a adoção de políticas que equacionem a questão da posse da terra, 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), no Brasil e na maior parte das regiões geográficas estudadas. O fortalecimento das associações de classe dos trabalhadores assalariados pode redundar em aumentos reais significativos no rendimento do trabalho assalariado na agricultura, e, em consequência, contribuir para a redução dos diferenciais de rendimentos entre as diferentes categorias ocupacionais, e dessa forma para a redução das desigualdades de rendimentos no setor rural. 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.

Educação apresenta-se, também, como um fator muito relevante para a desigualdade de rendimentos do trabalho, sendo superada apenas por posição na ocupação. Sabe-se que existe interação entre renda e escolaridade, de forma que há causalidade nos dois sentidos entre elas. No Brasil ocorre, entretanto, uma perversa relação histórica entre essas variáveis, especialmente no setor rural, 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 rural brasileiro.

A composição percentual da população ocupada na agricultura por níveis educacionais apresenta alguma melhora entre 1981 e 1990, no Brasil e regiões (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. Os empregadores constituem a categoria que apresenta a melhor distribuição da educação, com maior percentual de pessoas com instrução superior ou colegial. Os volantes, por outro lado, são os que possuem menor nível de escolaridade entre as pessoas ocupadas na agricultura, seguidos pelos empregados.

Dentro desse contexto conclui-se que, no setor agrícola brasileiro, não ocorre redução dos diferenciais de renda entre categorias educacionais entre 1981 e 1990, e que a contribuição marginal da educação é mais elevada em períodos recessivos e de aceleração inflacionária, como o que caracterizou a segunda metade dos anos 80. Fato esse que indica que nível educacional mais elevado associado a pequenas parcelas da população, em uma distribuição educacional com alta desigualdade, contribui para um aumento mais acentuado da desigualdade de rendimentos.

Observa-se, adicionalmente, que a contribuição de educação para a explicação do crescimento da desigualdade entre 1981 e 1990 é percentualmente maior do que para a explicação da desigualdade em cada ano do período analisado (exceto no Nordeste, em que essa contribuição é menor, e percentualmente equivalente, tanto em termos estáticos como dinâmicos). As alterações na composição da população ocupada na agricultura, em diferentes categorias educacionais (efeito composição), de 1981 a 1990, mostram-se, em geral, mais importantes para a explicação da variação da desigualdade do que o efeito-renda, especialmente para Brasil como um todo, e para as regiões Sudeste e Nordeste. No Estado de São Paulo, e regiões Centro-Oeste e Sul, entretanto, o efeito-renda apresenta-se também relevante.

Esses resultados permitem concluir que a adoção de reformas estruturais que objetivem a melhora qualitativa e quantitativa da educação são imprescindíveis 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 rural brasileira, mas fundamentalmente tornar sua distribuição menos desigual. Pois apenas melhor nível educacional associado a maior igualdade da distribuição da educação pode efetivamente contribuir para a redução dos diferenciais de rendimentos entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira. As políticas educacionais devem priorizar o ensino básico. Adicionalmente, sob o ponto de vista de redução da pobreza e desigualdade no curto prazo, seria importante melhorar o nível educacional dos adultos, particularmente na região Nordeste, que apresenta a pior distribuição educacional entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira. Trata-se de estratégia que, além de redundar em maior produtividade para o trabalhador, procura reabilitar um dos princípios norteadores de uma sociedade democrática, que é o resgate da dívida social junto aos grupos menos favorecidos.

Região Geográfica é o fator que se apresenta em terceiro lugar na explicação da desigualdade total de rendimentos do trabalho na agricultura brasileira, destacando assim a importância da existência de diferentes padrões regionais de salários, produtividade e disponibilidade de fatores de produção entre as diferentes regiões do país.

Idade e Sexo mostram ter menor peso na explicação da desigualdade de rendimentos do trabalho, tanto em termos estáticos como dinâmicos. 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, indicando 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 ser trabalhada considerando-se, prioritariamente, a questão da concentração da 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. Adicionalmente, que algumas medidas institucionais, como a alteração na política salarial e de proteção aos rendimentos dos pequenos produtores, também podem atuar no sentido de reduzir a desigualdade de rendimentos no setor agrícola. Não efetuar as modificações estruturais e institucionais necessárias para essa finalidade consistirá em continuar destituindo as políticas econômicas de instrumentos fundamentais para a redução da desigualdade e da pobreza na agricultura brasileira, podendo inclusive inviabilizar tais objetivos, e atrasando ainda mais o desenvolvimento do país. Porque, para que este ocorra, é imprescindível que as condições básicas de progresso se efetivem, ou seja: distribuição de renda e investimento social, além de liberdade econômica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLISON, P. Measures of inequality. *American Sociological Review*, 43:865-880, 1978.
- ANAND, S. *Inequality and poverty in Malaysia - measurement and decomposition*. A World Bank Research Publication. Oxford University Press, 1983.
- Anuário dos Trabalhadores. DIEESE (Depto. Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos). São Paulo, 2ª ed. (revisada), 1993.
- Anuário Estatístico do Brasil 1992. Rio de Janeiro. IBGE. 1993
- BACHA, E. L. & TAYLOR, L. Brazilian Income Distribution in the 1960s: "Facts", Model Results, and the Controversy. In: BACHA, E. L.; CARDOSO, E. A.; LYSY, F. J.; TAYLOR, L. *Models of Growth and Distribution for Brazil*. Oxford University Press. World Bank. 1980, cap. 10. p. 296-342.
- BARROS, G. S. C. & ARAÚJO, P. F. C. de. *A política de crédito rural no Brasil: perspectivas para os anos 90*. Piracicaba, SP: Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP (Relatório de Pesquisa), maio, 1991.
- BARROS, E.; CARDOSO, E.; URANI, A. Inflation and Unemployment as Determinants of Inequality in Brazil: The 1980. IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), 1993, 29 p. (Texto para discussão nº 298).
- BARROS, R.; DUARTE, R.; JERONYMO, R.; MENDONÇA, R.; Atlas da desigualdade: a década de 80. In: *Perspectivas da Economia Brasileira - 1994*. Rio de Janeiro, IPEA, 1993. V. 2, cap. 3, p. 461-801.
- BARROS, R. P. & LAM, D. Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 23(2): 191-218, ago. 1993.
- BARROS, R. P. & MENDONÇA, R. S. P. A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil desde 1960. In: *Seminário DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO*,

- INVESTIMENTO, MERCADO DE TRABALHO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA.** Rio de Janeiro, BNDES, 1992. cap. 2:11-44.
- BARROS, R. P. & MENDONÇA, R. Geração e reprodução da desigualdade de renda no Brasil. *Perspectivas de Economia Brasileira - 1994*. Rio de Janeiro, IPEA, 1993. Vol. 2, cap. 22, p. 471-489.
- BARROS, R. P. & RAMOS, L. *Medidas de desigualdade*. Rio de Janeiro, IPEA-INPES, 1989. Texto apresentado na Terceira escola de séries Temporais e Econometria.
- BARROS, R. P. & RAMOS, L. Noções de desigualdade e índices de concentração: o caso tridimensional. *Revista de Econometria*. Rio de Janeiro, 12(1): 81-92, abr. 1992a.
- BARROS, R. P. & RAMOS, L. *A note on the temporal evolution of the relationship between wages and education among brazilian prime-age males: 1976-1989*, Rio de Janeiro, IPEA, 1992b. 33 p.
- BARROS, R. P. & REIS, J. G. A. Educação e desigualdade de salários. In: *Perspectivas da economia brasileira*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1989, p. 335-362.
- BARROS, R. P. & REIS, J. G. A. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 20(3):415-478, dez. 1990.
- BARROS, R. P. & REIS, J. G. A. Wage inequality and the distribution of education. *Journal of Development Economics*, North-Holland, 36: 117-143, 1991.
- BONELLI, R. & SEDLACEK, G. L. Distribuição de Renda: Evolução no último quarto de século. In: SEDLACEK, G. L. & BARROS, R. P., (ed.) *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1989. Série monográfica 35, p. 7-24.
- BONELLI, R. & SEDLACEK, G. L. A evolução da distribuição de renda entre 1983 e 1988. In: CAMARGO, J. M. & GIAMBIAGI, F. (org.) *Distribuição de Renda no Brasil*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1991. p. 47-67.
- 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, 2(50):76-97, abr./jun. 1993
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. *Econométrica*, 47(4):901-920, july, 1979.

- CARDOSO, E. A. *Economia brasileira ao alcance de todos*. 12 ed. São Paulo, Brasiliense, 1991. 214 p.
- CARDOSO, E. A. Cyclical variations of earnings inequality in Brazil. *Revista de Economia Política*. São Paulo, vol. 13, 4(52): 112-124, out./dez. 1993.
- CUNHA, A. S. Rural poverty and agricultural modernization in Brazil. Nashville, Tennessee, 1978. 2 vol., 294p. (Doctor of Philosophy in Economics - Faculty of the Graduate School of Vanderbilt University).
- DENSLOW, D. J. & TYLER, W. G. Perspectivas sobre pobreza e desigualdade de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 13(3): 863-904, dez. 1983.
- DUARTE, J. C. Aspectos da distribuição da renda no Brasil em 1970. Piracicaba, 1971. 85 p. (Mestrado - Depto. de Economia e Sociologia Rural - ESALQ/USP).
- FALCÃO, D. Brasil é o primeiro em desigualdade social. *Folha de São Paulo*. São Paulo, 28 jul. 1995. Cad. 1, p. 5.
- FERREIRA, S. P.; HOFFMANN, M. B. P.; TROYANO, A. A. Condições de Vida e Pobreza: elementos para uma discussão metodológica. *São Paulo em Perspectiva*, SEADE/São Paulo, 4(2):32-36, abr./jun. 1990.
- FISHLOW, A. Brazilian Size Distribution of Income. *The American Economic Review*. V. LXVII (2):391-402. may/1972.
- FISHLOW, A. Distribuição de renda no Brasil — Um novo exame. *Dados*. Rio de Janeiro, 11: 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, 23(1): 1-32, abr. 1993.
- FOSTER, J. E. & SHORROCKS, A. F. Transfer sensitive inequality measures. *Review of Economic Studies*, 54:485-497, 1987.
- FOSTER, J. E. & SHORROCKS, A. F. Inequality and Poverty Orderings. *European Economic Review*. North-Holland, 32: 654-662, 1988.
- GATTI, B. A.; ESPOSITO, Y.; SILVA, R. N. da. Características de professores(as) e da profissão de professor(a) de 1º grau no Brasil. São Paulo, SP: Fundação Carlos Chagas (Relatório de Pesquisa — versão preliminar), 1993.
- GASQUES, J. G. & VILLA VERDE, C. M. Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos anos oitenta. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE

- ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XXVIII, Florianópolis, S.C. *Anais*. 1990. 1:195-213.
- GASTWIRTH, J. L. The estimation of the Lorenz curve and Gini Index. *The Review of Economics and Statistics*. 52: 306-316, 1972.
- GOTTSCHALK, A. & LOPES, J.B. Recessão, pobreza e família. In: *A década pior do que perdida*. São Paulo, São Paulo em Perspectiva, SEADE 4(1):100-109, 1990.
- GUEDES, L. C. A. Condicionantes da distribuição de renda na agricultura de Goiás em 1980. Piracicaba, 1992. 107 p. (Mestrado - Depto. de Economia e Sociologia Rural - ESALQ/USP).
- HOFFMANN, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição de renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, 13(4): 7-17, 1973.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda no Brasil, em 1980, por unidades da federação. *Revista de Economia Política*, São Paulo, 3(1): 31-41, jan./mar. 1983.
- HOFFMANN, R. *Pobreza no Brasil*. Piracicaba, ESALQ. Série pesquisa nº 43, 1984.
- HOFFMANN, R. A subdeclaração dos rendimentos. *São Paulo em Perspectiva* - SEADE, São Paulo, 2(1); 50-54, jan./mar. 1988.
- HOFFMANN, R. Distribuição da Renda e pobreza na agricultura brasileira. In: DELGADO, G. C.; GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. (org.) *Agricultura e Políticas Públicas*, Brasília, IPEA, 1990a. Série IPEA 127, p. 3-111.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda e pobreza no estado de São Paulo. *São Paulo em Perspectiva*, SEADE/São Paulo, 4(2): 64-72, abr./jun. 1990b.
- HOFFMANN, R. *Estatística para Economistas*. 2. ed. São Paulo, Pioneira, 1991a. 426 p.
- HOFFMANN, R. O índice de desigualdade de Theil-Atkinson. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, 11(2): 143-160, nov. 1991b.
- HOFFMANN, R. Crise econômica e pobreza no Brasil no período 1979-90. Piracicaba, SP: Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP (Relatório de Pesquisa), jul. 1992a.
- HOFFMANN, R. Vinte anos de desigualdade e pobreza na agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, 30(2): 97-113, abr./jun. 1992b.
- HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-90. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, XIV. *Anais*. vol. 1. p: 311-336. Campos do Jordão, 1992c.

- HOFFMANN, R. Sensibilidade das medidas de desigualdade a transferências regressivas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, **22**:289-304, 1992d.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda e pobreza na agricultura paulista. *São Paulo em Perspectiva*. São Paulo, **7**(3): 107-115, jul./set. 1993a.
- HOFFMANN, R. O rendimento das pessoas ocupadas na agropecuária. Piracicaba, SP: Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP (Relatório de Pesquisa); fev. 1993b.
- HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza na agricultura de Goiás: 1970-1990. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, 1994a.
- HOFFMANN, R. Distribuição de renda e pobreza na agricultura gaúcha. *Indicadores econômicos*. Porto Alegre, RS, **21**(4): 201-216, jan. 1994b.
- HOFFMANN, R. A insegurança alimentar no Brasil. *Cadernos de Debate*, Campinas, **2**: 1-11, 1994c.
- HOFFMANN, R. Relações entre pobreza absoluta, média e desigualdade da distribuição da renda. Piracicaba, SP: Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP (Relatório de Pesquisa), jun., 1994d.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda entre pessoas ocupadas na agricultura nas regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, no período 1981-90. Piracicaba, SP: Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP, ago. 1994e (digitado).
- HOFFMANN, R. O índice de Atkinson e a sensibilidade das medidas de desigualdade a transferências regressivas. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, **14**(2): 159-176, nov. 1994f.
- HOFFMANN, R. Relações entre Pobreza absoluta, Renda Média e Desigualdade da distribuição da renda. Piracicaba, SP: Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP (Relatório de Pesquisa), fev., 1995.
- HOFFMANN, R. & DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, Rio de Janeiro, **12**(2): 46-66, abr./jun. 1972.
- HOFFMANN, R. & KAGEYAMA, A. A. Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, **15**(1):171-208, abr./1985.
- HOFFMANN, R. & 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.

- HOFFMANN, R. & SCAMPINI, P. J. Desigualdade e Pobreza na agricultura do Estado de Minas Gerais, de 1970 a 1990. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XXXIII, Curitiba, 1995. Anais. Vol. II, p. 778-798.
- Indicadores Sociais - IBGE. Crianças e Adolescentes, vol. 4. Rio de Janeiro, p. 1-159, 1992.
- KAGEYAMA, A. A situação social da agricultura nos anos noventa. Campinas, SP: Instituto de Economia, UNICAMP (Relatório de Pesquisa); 1995.
- KAGEYAMA, A. & REDHER, P. O bem-estar rural no Brasil na década de oitenta. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, v. 31 (1): 23-44, jan./mar. 1993.
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45: 1-28, march, 1955.
- LACERDA, A. C. Distribuição de renda no Brasil nos anos 80. *Revista de Economia Política*. São Paulo, vol. 14, 3(55): 134-140, jul./set. 1994.
- LAM, D. & LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 20(2): 219-256, ago. 1990a.
- 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, 10(2): 243-278, nov. 1990b.
- LAMOUNIER, B. (Coord.) *Determinantes políticos da política agrícola: um estudo de atores, demandas e mecanismos de decisão*. IPEA: estudos de política agrícola nº 9, 1994. 58 p.
- LANGONI, C. G. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973. 315 p.
- LANGONI, C. G. *Distribuição da renda: resumo da evidência*. Ensaios Econômicos/Escola de Pós-Graduação em Economia - Instituto Brasileiro de Economia da FGV, 1974. 17, 43 p.
- LEAL, C. I. S. & WERLANG, S. R. C. *Retornos em educação no Brasil: 1976-1986*. Rio de Janeiro, EPGE, Ensaios Econômicos nº 148, 1989. 23 p.
- LEITE, M. Distribuição de renda: Propostas pouco afetam a pobreza real. Suplemento Brasil/95 - Crise Social: Miséria, como e quem vai pagar a dívida social? *Folha de São Paulo*, 26 de janeiro de 1994 (especial A-4)

- LEONE, E. T. Pobreza e trabalho no Brasil: análise das condições de vida e ocupação das famílias agrícolas nos anos 80. Campinas, 1994. 133 p. (Doutorado - Departamento de Ciências Sociais do Instituto de Filosofia e Ciências Humanas/Universidade Estadual de Campinas).
- LOPES, J. B. & GOTTSCHALK A. Recessão, pobreza e família. A década pior do que perdida. *São Paulo em Perspectiva*, SEADE/São Paulo, 4(1):100-109, jan./mar. 1990.
- LUQUE, C.A. Observações sobre o processo inflacionário brasileiro: 1986-1991. *Revista de Economia Política*. São Paulo, 13, n. 50): 46-60, abr./jun. 1993.
- MALAN, P. & WELLS, J. Resenha bibliográfica: Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil (LANGONI, C. G. - Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973, 315 p.). *Pesquisa e Planejamento Econômico* Rio de Janeiro, 3(4): 1103-1124, dez. 1973.
- MÜELLER, C. C. Formulação de políticas agrícolas. *Revista de Economia Política*. 2(1): 89-122, jan./mar. 1982.
- MÜELLER, C. C. A racionalidade, o poder e a formulação de políticas agrícolas no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, 21(2): 157-172, abr./jun. 1983.
- PASTORE, J.; ZYLBERSTAJN, H.; PAGOTTO, C. S. *Mudança Social e pobreza no Brasil:1970-1980*. São Paulo, FIFE-Pioneira, 1983.
- PEREIRA, L. C. B. 1992 - A estabilização necessária. *Revista de Economia Política*. São Paulo, 12, n° 3(47): 91-107, jul./set. 1992.
- Perspectivas da Economia Brasileira - 1994*. Rio de Janeiro, IPEA/IBGE, 1993. Vol.2, 801 p.
- PFEFFERMAN, E. *Income distribution and poverty in Brasil* (draft report). World Bank Mission, august/1978.
- PINHEIRO, D. Migrantes agora preferem o norte. *Folha de São Paulo*, São Paulo, 26 jun. 1994. Brasil 95-crise social: miséria, como e quem vai pagar a dívida social? p. especial A-8.
- PNAD. Síntese de indicadores da pesquisa básica da PNAD de 1981 a 1989. Rio de Janeiro. IBGE, 1990. 99 p.
- 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 83. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Mão-de-Obra). Rio de Janeiro. IBGE. v. 7, tomo 1, Brasil e grandes Regiões. p. 1-264, 1983.
- PNAD 85. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Mão-de-Obra). Rio de Janeiro. IBGE. v. 9, tomo 1, Brasil e grandes Regiões. p. 1-246, 1985.
- PNAD 86. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Mão-de-Obra). Rio de Janeiro. IBGE. v. 10, tomo 1, Brasil e grandes Regiões. p. 1-488, 1986.
- PNAD 87. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Mão-de-Obra). Rio de Janeiro. IBGE. v. 11, tomo 1, Brasil e grandes Regiões. p. 1-244, 1987.
- PNAD 88. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Mão-de-Obra). Rio de Janeiro. IBGE. v. 12, tomo 1, Brasil e grandes Regiões. p. 1-292, 1988.
- PNAD 89. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Mão-de-Obra). Rio de Janeiro. IBGE. v. 13, tomo 1, Brasil e grandes Regiões. p. 1-244, 1989.
- 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.
- PYATT, G. On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients. *Economic Journal*, 86: 243-255, 1976.
- RAMOS, L. R. A. The distribution of earnings in Brasil: 1976-1985. Berkeley, 1990a. 133 p. (Ph.D. Dissertation - University of California).
- RAMOS, L. R. A. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil: 1976-1985. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, 10(2): 181-193, nov. 1990b.
- RAMOS, L. R. A. *A distribuição de rendimentos no Brasil: 1976/85*. Rio de Janeiro, IPEA (Série IPEA, 141), 1993. 135 p.
- RAMOS, L. R. A. & REIS, J. G. A. Distribuição da renda: aspectos teóricos e o debate no Brasil. In: CAMARGO, J. M. & GIAMBIAGI, F. (org.). *Distribuição da renda no Brasil*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1991. p. 21-45.
- RAMOS L. R. A. & TRINDADE, C. Educação e desigualdade de salários no Brasil: 1977/89. *Perspectivas da Economia Brasileira- 1992*, Rio de Janeiro, IPEA, 1991. Cap. 21, p. 429-447.
- RELATÓRIO NACIONAL BRASILEIRO. Cúpula Mundial para o Desenvolvimento Social — Copenhague 1995. Ministério de Estado das Relações Exteriores. Brasília, fev. 1995.
- REZENDE, G. C. Política Econômica e agricultura na década de 80. *Perspectivas da Economia Brasileira*, Rio de Janeiro. IPEA/INPES, cap. 15: 477-498, 1989.

- REZENDE, G. C. Do cruzado ao Collor: os planos de estabilização e a agricultura. *Revista de Economia Política*. São Paulo, 12, nº 2(46): 106-125, abr./jan. 1992.
- REZENDE, G. C. & GOLDIN, I. *A agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise*. Rio de Janeiro, 1993. Série IPEA 138, 119p.
- ROCHA, S. Indicadores de pobreza para as regiões metropolitanas nos anos oitenta. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 20(3):439-460, set./dez. 1990.
- ROCHA, S. Poverty in Brazil: Basic parameters and empirical results. In: INTERNATIONAL SEMINAR LABOR MARKET ROOTS OF POVERTY AND INEQUALITY IN BRAZIL, Rio de Janeiro, 1992. 25 p.
- ROCHA, S. & TOLOSA, H. Pobreza metropolitana e políticas sociais. In: *Perspectivas da Economia brasileira*, Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1989. cap. 12, p. 403-429.
- RODRIGUES, M. C. P. O índice de desenvolvimento social. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, jan. de 1991, p. 73-77.
- RODRIGUES, M. C. P. O PIB dos estados brasileiros. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, dez. de 1993, p. 82-84.
- RODRIGUES, M. C. P. Mercado de trabalho no Brasil: disparidades crescentes. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, 48(5): 44-48, mai. 1994.
- ROMÃO, M. C. Distribuição de renda, pobreza e desigualdades regionais no Brasil. In: CAMARGO, J. M. & GIAMBIAGI, F. (org.). *Distribuição da renda no Brasil*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1991. p. 97-120.
- ROMÃO, M. C. Medidas agregadas de pobreza absoluta: a proposta de Sen e os desenvolvimentos subsequentes. *Revista de Econometria*. Rio de Janeiro, 13(1): 41-78, abr. 1993.
- ROSSI, C. Brasil mostra o caos social às Nações Unidas. *Folha de São Paulo*, São Paulo, 08 de mai. de 1995, Cad. 1, p. 10.
- ROSSI, J. W. Notas sobre uma nova decomposição do índice de Gini. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 15(1): 241-248, abr. 1985.
- ROTHSCHILD, M. & STIGLITZ, J. E. Some further results on the measurement of inequality. *Jornal of Economic Theory*. 6: 188-204.
- SARDEMBERG, C. A. Miséria: Milagre dos anos 70 reduziu pobreza. Suplemente Brasil/95 - Crise Social: Miséria, como e quem vai pagar a dívida social? *Folha de São Paulo*, 26 de junho de 1994 (especial A-2).

- SEERS, D. O desafio às teorias e estratégias desenvolvimentistas. *Revista Brasileira de Economia*, 24(2):5-29, 1970.
- SEN, A. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica*. 44(2):219-231, 1976.
- SEN, A. *On economic inequality*. London, Clarendon Press - Oxford, 1973. 188 p.
- SENNA, J. J. Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 30(2):; 163-193, abr./jun. 1976.
- SHORROCKS, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, 48(3): 613-625, abril, 1980.
- SHORROCKS, A. F. Ranking income distributions. *Econometrica*, 50:33-17, 1983.
- SHORROCKS, A. F. & MOOKHERJEE, D. A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. *The Economic Journal*, 92(368):886-902, dec. 1982.
- 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, vol. 1, cap. 3.
- SINGER, P. Desenvolvimento e repartição da renda do Brasil. In: TOLIPAN, R. & TINELLI, A.C. (Org.). *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro, ZAHAR, 1975. p. 73-104.
- SMITH, G. W. A política agrícola brasileira, 1950-1967. In: ARAÚJO, P. F. C. & SCHUH, E. G., coord. *Desenvolvimento da Agricultura: estudos de casos*. São Paulo, Livraria Pioneira Editora, 1983. V. 4: 213-256.
- THEIL, H. *Economics and Information Theory*. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1967. 488 p.
- WOOD, C. H. & CARVALHO, J. A. *A demografia da desigualdade*. Rio de Janeiro, IPEA, 1994. 321 p. Série nº 27. (PNPE).

APÊNDICES

APÊNDICE 1

Página

Tabela A1.1 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura da Região Sul, de 1981 a 1990	293
Tabela A1.2 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura da Região Sudeste, de 1981 a 1990	294
Tabela A1.3 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura da Região Centro-Oeste, de 1981 a 1990	295
Tabela A1.4 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura da Região Nordeste, de 1981 a 1990	296
Tabela A1.5 - Brasil e regiões: Índice de Theil (<i>T</i>) da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990	297
Tabela A1.6 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — porcentagem da renda correspondente aos 40% mais pobres (40 ⁻)	298
Tabela A1.7 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — porcentagem da renda correspondente aos 20% mais ricos (20 ⁺)	299

Tabela A1.8 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — porcentagem da renda correspondente aos 1% mais ricos (1 ⁺)	300
Tabela A1.9 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — proporção de pobres (<i>H</i>), adotando uma linha de pobreza de 0,5 salário mínimo de agosto de 1980	301
Tabela A1.10 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, de 1981 a 1990 — Índice de pobreza de Sen (<i>P</i>), adotando uma linha de pobreza de 0,5 salário mínimo de agosto de 1980	302

Tabela A1.1 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura⁽¹⁾ da Região Sul, de 1981 a 1990.

Fração Popul.	Ano	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
10		1,45	1,48	1,33	1,46	1,15	1,19	1,04	1,27
20		4,10	4,04	3,62	3,95	3,45	3,54	3,16	3,79
30		7,71	7,48	6,67	7,11	6,53	6,79	6,04	7,13
40		12,02	11,60	10,24	10,89	10,30	10,90	9,52	10,90
50		17,12	16,35	14,60	15,42	14,77	15,66	13,69	15,67
60		23,21	22,07	20,03	21,21	20,27	21,61	19,00	21,67
70		30,86	29,32	27,24	28,63	27,34	29,03	25,93	29,39
80		40,97	39,49	37,24	38,78	37,11	38,90	35,75	39,50
90		55,90	54,72	52,84	54,17	52,50	53,47	51,55	54,48
95		67,46	66,84	65,29	66,04	64,88	65,94	65,14	66,78
99		84,50	85,13	83,69	84,72	81,95	84,81	85,76	86,51
100		100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Dados básicos individuais das PNAD (1981-1990)

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A1.2 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura⁽¹⁾ da Região Sudeste⁽²⁾, de 1981 a 1990.

Fração Popul.	Ano							
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
10	2,18	1,89	1,74	1,69	1,62	1,42	1,52	1,70
20	5,52	4,95	4,66	4,35	4,42	4,17	4,14	4,48
30	9,66	8,85	8,37	7,66	8,20	7,75	7,55	8,06
40	14,37	13,49	12,81	11,15	12,47	12,24	11,61	12,38
50	20,07	18,53	17,71	15,30	17,34	17,66	15,98	16,78
60	26,42	24,21	23,20	20,35	22,98	23,57	20,93	22,00
70	33,83	30,71	29,72	26,73	29,58	30,66	27,06	28,57
80	42,99	38,82	38,15	35,16	38,29	39,92	35,02	37,19
90	55,81	50,99	51,03	48,34	51,19	53,59	46,99	50,46
95	65,76	61,67	63,03	59,19	63,12	64,85	57,57	61,92
99	83,26	80,59	82,83	77,74	83,15	83,14	76,95	82,79
100	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Dados básicos individuais das PNAD (1981-1990)

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela A1.3 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura⁽¹⁾ da Região Centro-Oeste, de 1981 a 1990.

Fração Popul.	Ano	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
10		1,84	1,99	1,71	1,85	1,50	1,30	1,05	1,41
20		4,94	5,33	4,75	4,56	3,98	3,43	2,90	3,66
30		8,90	9,11	8,83	7,86	7,03	6,22	5,15	6,22
40		13,60	13,42	13,98	11,88	10,66	9,64	7,66	9,50
50		19,14	18,42	20,01	16,82	14,75	13,38	10,57	13,47
60		25,29	24,30	27,29	22,56	19,78	17,92	14,22	18,18
70		32,92	31,20	35,84	29,27	25,91	23,50	18,80	24,04
80		42,13	39,88	46,19	38,25	34,03	31,17	25,28	31,79
90		55,67	53,17	59,92	51,76	47,34	43,37	36,75	44,12
95		67,12	64,69	69,66	64,70	59,79	54,41	47,36	55,56
99		85,39	82,60	83,87	83,57	81,21	73,17	71,00	76,29
100		100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Dados básicos individuais das PNAD (1981-1990)

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A1.4 - Coordenadas de pontos das Curvas de Lorenz (em % da renda) para a população ocupada na agricultura⁽¹⁾ da Região Nordeste, de 1981 a 1990 .

Fração Popul.	Ano	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
10		1,51	1,70	1,71	1,78	1,31	1,30	1,31	1,43
20		4,75	4,77	4,75	5,11	4,12	3,81	3,85	4,26
30		9,09	8,89	8,83	9,54	8,00	7,35	7,07	8,28
40		14,12	13,95	13,98	15,05	12,98	11,79	11,14	13,15
50		20,39	19,85	20,01	21,73	19,10	17,13	16,28	19,21
60		27,75	27,10	27,29	29,14	26,22	23,77	22,37	26,31
70		36,82	35,41	35,84	37,84	34,82	32,12	29,83	34,72
80		48,31	45,79	46,19	48,22	45,25	42,17	39,25	45,28
90		63,33	59,37	59,92	62,50	59,51	56,05	53,09	60,08
95		73,47	68,95	69,66	73,04	69,78	66,43	64,50	70,80
99		86,91	84,07	83,87	87,70	84,71	82,92	82,06	86,69
100		100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Dados básicos individuais das PNAD (1981-1990)

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A1.5 - Brasil e regiões

Índice de Theil - (T) da distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990.

Ano	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	0,482	0,479	0,471	0,478	0,457	0,405
1983	0,531	0,586	0,480	0,541	0,505	0,452
1985	0,550	0,527	0,526	0,517	0,513	0,464
1986	0,552	0,595	0,489	0,610	0,504	0,377
1987	0,578	0,634	0,552	0,519	0,570	0,441
1988	0,555	0,461	0,492	0,504	0,675	0,507
1989	0,618	0,554	0,515	0,614	0,729	0,533
1990	0,596	0,743	0,475	0,533	0,657	0,424

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela A1.6 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: porcentagem da renda correspondente aos 40% mais pobres (40⁻).

Ano	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	12,49	14,46	12,02	14,37	13,60	14,12
1983	12,21	12,96	11,60	13,49	13,42	13,95
1985	11,04	13,40	10,24	12,81	12,29	13,98
1986	11,46	12,09	10,89	11,15	11,88	15,05
1987	10,48	11,96	10,30	12,47	10,66	12,98
1988	10,35	13,26	10,90	12,24	9,64	11,79
1989	9,39	11,64	9,52	11,61	7,66	11,14
1990	10,71	10,03	10,90	12,38	9,50	13,15

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela A1.7 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: porcentagem da renda correspondente aos 20% mais ricos (20⁺).

Ano	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	57,72	58,72	59,03	57,01	57,87	51,69
1983	60,83	62,91	60,51	61,18	60,12	54,21
1985	62,55	59,37	62,76	61,85	62,77	53,81
1986	62,09	63,33	61,22	64,84	61,75	51,78
1987	63,18	62,70	62,89	61,71	65,97	54,75
1988	62,54	59,13	61,10	60,08	68,83	57,83
1989	66,57	63,75	64,25	64,98	74,72	60,75
1990	63,38	68,12	60,50	62,81	68,21	54,72

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela A1.8 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: porcentagem da renda correspondente aos 1% mais ricos (1⁺).

Ano	Brasil ⁽²⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽³⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	16,46	16,59	15,50	16,74	14,61	13,09
1983	18,42	22,96	14,87	19,41	17,40	15,93
1985	18,41	19,32	16,31	17,17	15,73	16,13
1986	19,17	23,25	15,28	22,26	16,43	12,30
1987	19,57	23,79	18,05	16,85	18,79	15,29
1988	18,83	13,97	15,19	16,86	26,83	17,08
1989	21,92	17,79	14,24	23,05	29,00	17,94
1990	19,93	29,00	13,49	17,21	23,71	13,31

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) Exclui a Região Norte

(3) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela A1.9 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: Proporção de pobres (*H*), adotando uma linha de pobreza de 0,5 salário mínimo de agosto de 1980⁽²⁾.

Ano	Brasil ⁽³⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽⁴⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	0,214	0,054	0,116	0,150	0,096	0,347
1983	0,275	0,102	0,192	0,217	0,113	0,441
1985	0,282	0,067	0,141	0,200	0,092	0,445
1986	0,125	0,025	0,060	0,053	0,021	0,216
1987	0,277	0,060	0,176	0,204	0,090	0,432
1988	0,352	0,079	0,211	0,288	0,185	0,515
1989	0,280	0,049	0,176	0,191	0,101	0,433
1990	0,335	0,079	0,212	0,305	0,147	0,484

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) O valor real da linha de pobreza é mantido constante, usando como deflator o INPC

(3) Exclui a Região Norte

(4) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela A1.10 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, de 1981 a 1990: Índice de pobreza de Sen (*P*), adotando uma linha de pobreza de 0,5 salário mínimo de agosto de 1980⁽²⁾.

Ano	Brasil ⁽³⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽⁴⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	0,105	0,023	0,056	0,059	0,043	0,177
1983	0,132	0,039	0,086	0,092	0,044	0,225
1985	0,135	0,026	0,059	0,082	0,031	0,225
1986	0,058	0,010	0,028	0,021	0,007	0,103
1987	0,148	0,022	0,088	0,093	0,038	0,243
1988	0,187	0,023	0,106	0,138	0,078	0,288
1989	0,144	0,024	0,090	0,083	0,043	0,231
1990	0,178	0,030	0,109	0,135	0,058	0,274

(1) Pessoas com rendimento positivo de todos os trabalhos, 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) O valor real da linha de pobreza é mantido constante, usando como deflator o INPC

(3) Exclui a Região Norte

(4) Exclui o Estado de São Paulo

APÊNDICE 2

Página

Tabela A2.1 - Amostra por regiões geográficas: Pessoas ocupadas no setor agrícola (Brasil e regiões), de 1981 a 1990	304
Tabela A2.2 - Brasil e regiões: Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura, em 1981 e 1990 — Proporção de pobres (<i>H</i>) e Índice de pobreza de Sen (<i>P</i>), adotando uma linha de pobreza igual a 0,5 salário mínimo de agosto de 1980. Rendimento médio (<i>m</i>) em salários mínimos de agosto de 1980, utilizando como deflator o INPC (IBGE)	305

Tabela A2.1 - Amostra por regiões geográficas⁽¹⁾
Pessoas ocupadas no setor agrícola⁽²⁾ (Brasil e regiões), de 1981 a 1990.

Ano	Brasil ⁽³⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽⁴⁾	C.-Oeste	Nordeste
1981	11 304 118 (35 063)	1 019 185 (2 368)	2 918 573 (8 028)	2 072 690 (6 450)	744 600 (4 368)	4 549 070 (13 849)
1983	11 271 210 (36 011)	1 137 448 (2 714)	2 943 275 (8 355)	2 256 728 (7 208)	816 599 (4 950)	4 117 160 (12 784)
1985	13 372 448 (42 783)	1 069 687 (2 526)	3 122 172 (8 740)	2 374 962 (7 602)	879 580 (5 083)	5 926 047 (18 832)
1986	12 522 032 (22 402)	1 037 205 (1 237)	2 898 155 (4 070)	2 201 980 (3 786)	843 599 (3 014)	5 541 093 (10 295)
1987	12 152 532 (21 952)	1 080 026 (1 318)	2 915 094 (4 152)	2 222 819 (3 935)	856 938 (3 188)	5 077 655 (9 359)
1988	12 262 659 (21 921)	961 943 (1 141)	2 779 175 (3 823)	2 164 404 (3 701)	850 360 (3 053)	5 506 777 (10 203)
1989	12 057 571 (21 263)	942 177 (1 081)	2 809 905 (3 867)	2 118 279 (3 593)	822 761 (3 054)	5 364 509 (9 668)
1990	12 181 961 (21 618)	902 072 (1 069)	2 876 007 (3 965)	2 168 496 (3 671)	899 850 (3 305)	5 335 536 (9 608)

Fonte: Dados individuais das PNAD-IBGE (1981 a 1990)

- (1) Os números entre parênteses referem-se ao tamanho da amostra. Os demais valores referem-se à população (estimativa)
- (2) Pessoas com 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana, conforme rendimento mensal declarado da família e renda mensal declarada *per capita*
- (3) Exclui a Região Norte
- (4) Exclui o Estado de São Paulo

Tabela A2.2 - Brasil e regiões

Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾, em 1981 e 1990: Proporção de pobres (*H*) e Índice de pobreza de Sen (*P*), adotando uma linha de pobreza igual a 0,5 salário mínimo de agosto de 1980⁽²⁾. Rendimento médio (*m*) em salários mínimos de agosto 1980, utilizando como deflator o INPC (IBGE).

Índice/ Ano	Brasil ⁽³⁾	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste ⁽⁴⁾	C.-Oeste	Nordeste
<i>H</i> : 1981	0,697	0,419	0,593	0,690	0,639	0,840
1990	0,750	0,450	0,664	0,740	0,576	0,880
<i>P</i> : 1981	0,451	0,213	0,356	0,426	0,394	0,578
1990	0,500	0,221	0,436	0,479	0,358	0,652
<i>m</i> : 1981	0,54	0,84	0,66	0,57	0,65	0,36
1990	0,52	1,10	0,60	0,56	0,91	0,30

(1) Pessoas classificadas conforme rendimento familiar *per capita*, com 15 anos ou mais de idade, trabalhando 20 horas ou mais por semana

(2) O valor real da linha de pobreza é mantido constante, usando como deflator o INPC

(3) Exclui a Região Norte

(4) Exclui o Estado de São Paulo

APÊNDICE 3

Modelos de regressão utilizados para estabelecer a relação funcional entre pobreza, desigualdade e renda média, no Brasil e regiões, período 1981-1990.

$$\begin{aligned} \text{Modelo 1: } P &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 m^2 + \alpha_3 G + u \\ H &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 m^2 + \alpha_3 G + u \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Modelo 2: } P &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 m^2 + \alpha_3 G + \alpha_4 G^2 + u \\ H &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 m^2 + \alpha_3 G + \alpha_4 G^2 + u \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Modelo 3: } P &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 m^2 + u \\ H &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 m^2 + u \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Modelo 4: } P &= \alpha_0 + \alpha_1 G + \alpha_2 G^2 + u \\ H &= \alpha_0 + \alpha_1 G + \alpha_2 G^2 + u \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Modelo 5: } P &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 G + u \\ H &= \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 G + u \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Modelo 6: } P &= \alpha_0 + \alpha_1(1/m) + \alpha_2 G + u \\ H &= \alpha_0 + \alpha_1(1/m) + \alpha_2 G + u \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Modelo 7: } P &= \alpha_0 + \alpha_1(1/m) + \alpha_2 G^2 + \alpha_3 G^2 + u \\ H &= \alpha_0 + \alpha_1(1/m) + \alpha_2 G^2 + \alpha_3 G^2 + u \end{aligned}$$

onde: P = índice de Pobreza de Sen,

H = Proporção de Pobres,

G = índice de Gini, e

m = rendimento médio

APÊNDICE 4

Tabela A4.1 - Equações ajustadas para explicar as variações de P (ou H)⁽¹⁾, em função de m e m^2 , e de G e G^2 : Brasil e regiões, de 1981 a 1990.

Local	Equações ajustadas	Coef. de Determinação (R^2), em %
Brasil	$P = 0,6317 - 0,1311m - 0,0272m^2$	81,25
	$H = 0,8923 - 0,0902m - 0,0528m^2$	83,18
	$P = -2,5402 + 9,3738G - 7,4770G^2$	11,68
	$H = -3,7854 + 14,7283G - 12,2232G^2$	8,71
São Paulo	$P = 0,3390 - 0,0614m - 0,0058m^2$	62,38
	$H = 0,9005 - 0,2158m + 0,0012m^2$	76,13
	$P = 3,9010 - 13,5697G + 12,2653G^2$	15,34
	$H = 7,2670 - 24,5146G + 21,8017G^2$	8,30
Região Sul	$P = 0,4828 - 0,0811m - 0,0130m^2$	85,13
	$H = 0,8622 - 0,1684m - 0,0073m^2$	84,99
	$P = -7,7749 + 28,2381G - 24,7874G^2$	2,80
	$H = -13,2688 + 48,5495G - 42,8062G^2$	3,03
Região Sudeste	$P = 0,8400 - 0,4314m + 0,0641m^2$	89,43
	$H = 0,9687 - 0,1995m - 0,0065m^2$	91,31
	$P = -17,0315 + 64,6605G - 60,0384G^2$	47,84
	$H = -20,8829 + 80,3538G - 74,7950G^2$	49,69
Região C-Oeste	$P = -0,0940 + 0,3125m - 0,0734m^2$	51,73
	$H = 0,0030 + 0,4909m - 0,1186m^2$	53,57
	$P = -0,5131 + 2,0389G - 1,3678G^2$	12,48
	$H = -0,4575 + 2,4856G - 1,5647G^2$	9,43
Região Nordeste	$P = 0,5233 + 0,3690m - 0,4225m^2$	86,65
	$H = 0,9128 + 0,1172m - 0,2894m^2$	86,69
	$P = -15,1834 + 60,9559G - 58,9292G^2$	95,02
	$H = -15,1816 + 62,2618G - 60,4542G^2$	94,17

(1) Medidas de pobreza calculadas com linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980.

APÊNDICE 5

Tabela A5.1 - Coeficiente de correlação linear simples entre H (ou P)⁽¹⁾ e m , e entre H (ou P) e G , para o Brasil e regiões, no período 1981–1990.⁽²⁾

Variáveis	Brasil	Região				
		São Paulo	Sul	Sudeste	C.-Oeste	Nordeste
P e m	- 0,9009 (0,0023)	- 0,7894 (0,0198)	- 0,9219 (0,0011)	- 0,9383 (0,0006)	- 0,6604 (0,0747)	- 0,9224 (0,0010)
H e m	- 0,9109 (0,0017)	- 0,8725 (0,0047)	- 0,9218 (0,0011)	- 0,9555 (0,0002)	- 0,6826 (0,0621)	- 0,9278 (0,0009)
P e G	0,3283 (0,4273)	0,2083 (0,6206)	0,1178 (0,7812)	- 0,3005 (0,4695)	0,3474 (0,3991)	0,6082 (0,1096)
H e G	0,2654 (0,5253)	0,0469 (0,9121)	0,0996 (0,8144)	- 0,3463 (0,4007)	0,3042 (0,4638)	0,5308 (0,1759)

(1) Medidas de pobreza calculadas com linha de pobreza igual a 1 salário mínimo de agosto de 1980

(2) Os níveis de significância para a existência de correlação estão entre parênteses.

APÊNDICE 6

Tabela A6.1 - Inflação e Pobreza: Equações ajustadas (Distribuição da renda entre as pessoas ocupadas na agricultura do Brasil e regiões, de 1981 a 1990, excluídos os valores associados a 1986).

Local	Equações Ajustadas ⁽¹⁾	nível de significância de F (em %)	Coef. de Determinação, em % (R ²)
Brasil ⁽²⁾	$P = 0,2592 + 0,0171\pi - 0,000383\pi^2$ (9,874) (5,049) (- 4,744)	1	87,00
	$H = 0,5056 + 0,0203\pi - 0,000467\pi^2$ (17,139) (5,326) (- 5,145)	1	87,72
Reg. Sul	$P = 0,1566 + 0,0150\pi - 0,000333\pi^2$ (3,113) (2,315) (- 2,143)	16	59,34
	$H = 0,3410 + 0,0221\pi - 0,000499\pi^2$ (5,031) (2,523) (- 2,390)	14	62,19
Reg. Sudeste ⁽³⁾	$P = 0,2135 + 0,0194\pi - 0,000458\pi^2$ (5,910) (4,170) (- 4,114)	3	81,31
	$H = 0,5335 + 0,0192\pi - 0,000463\pi^2$ (14,574) (4,071) (- 4,111)	3	80,89
R Centro-Oeste	$P = 0,1087 + 0,0154\pi - 0,000343\pi^2$ (2,654) (2,920) (- 2,719)	9	69,57
	$H = 0,2991 + 0,0255\pi - 0,000572\pi^2$ (6,535) (4,322) (- 4,060)	2	74,61
Reg. Nordeste	$P = 0,3872 + 0,0173\pi - 0,000391\pi^2$ (11,754) (4,074) (- 3,856)	3	81,11
	$H = 0,6625 + 0,0175\pi - 0,000410\pi^2$ (15,685) (3,213) (- 3,156)	8	72,07

(1) Valores de *t* (associados às estimativas dos parâmetros) entre parênteses. Os valores são significativos a 1% para o Brasil. No Centro-Oeste e Nordeste o nível de significância varia de 1 a 5%, enquanto na região Sul oscila de 1 a 10%

(2) Exclusive Região Norte

(3) Exclusive São Paulo

APÊNDICE 7

	Página
Tabela A7.1 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira, conforme o sexo: 1981 a 1990	315
Tabela A7.2 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira, conforme faixas etárias: 1981 a 1990	315
Tabela A7.3 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990	316
Tabela A7.4 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira conforme categorias educacionais: 1981 a 1990	316

Tabela A7.1 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira,⁽¹⁾ conforme o sexo: 1981 a 1990.

SEXO	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
MASC.	88,3	86,3	87,6	88,6	86,9	88,1	87,5	88,5	87,7
FEM.	11,7	13,7	12,4	11,4	13,1	11,9	12,5	11,5	12,3

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A7.2 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira⁽¹⁾, conforme faixas etárias: 1981 a 1990.

FAIXA ETÁRIA	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
60 anos ou +	10,3	10,0	10,3	10,1	10,9	11,4	11,1	11,8	10,7
50 a 59 anos	14,4	14,3	13,7	14,0	14,1	14,6	14,4	14,6	14,3
40 a 49 anos	19,3	17,9	18,0	18,6	18,4	18,0	18,9	18,1	18,4
30 a 39 anos	21,2	21,3	20,9	21,0	20,9	21,2	21,4	21,5	21,2
25 a 29 anos	11,1	11,4	11,8	10,7	11,2	11,3	11,2	11,6	11,3
20 a 24 anos	11,2	12,4	12,4	12,7	12,2	11,9	11,3	11,1	11,9
18 a 19 anos	5,0	5,4	5,5	5,3	5,1	5,1	5,0	4,7	5,1
15 a 17 anos	7,5	7,3	7,4	7,6	7,2	6,5	6,7	6,6	7,1

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A7.3 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira⁽¹⁾ conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990.

CATEGORIA OCUPACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
Empregador	5,2	4,7	4,8	4,9	5,0	4,1	5,9	6,6	5,1
Conta-própria	44,6	42,4	43,1	44,2	41,8	44,1	43,8	43,2	43,4
Empregado	34,5	37,3	35,2	35,7	36,9	38,3	36,4	36,0	36,3
Volante c/interm.	3,1	3,1	2,9	2,2	2,8	1,9	2,6	2,5	2,7
Volante s/interm.	12,6	12,5	14,0	13,0	13,5	11,6	11,3	11,7	12,5

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A7.4 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura brasileira⁽¹⁾ conforme categorias educacionais: 1981 a 1990.

NÍVEL EDUCACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
sem instrução/-1 ano	46,2	43,8	45,6	44,8	43,6	43,8	44,2	42,8	44,3
Primário Incompleto	32,6	31,9	30,0	30,1	30,3	29,7	28,7	29,0	30,3
Primário Completo	14,4	16,0	15,5	15,3	15,8	15,6	16,0	16,4	15,6
Ginásio Incompleto	4,3	5,3	5,6	6,0	6,2	6,5	6,8	6,9	5,9
Ginásio Completo	1,1	1,3	1,4	1,6	1,7	1,8	1,8	2,0	1,6
Colegial	1,0	1,3	1,4	1,8	1,8	2,0	1,9	2,2	1,7
Superior	0,4	0,4	0,5	0,4	0,6	0,6	0,6	0,7	0,6

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

APÊNDICE 8

	Página
Tabela A8.1 - Evolução do salário mínimo real (base 1980 = 100), utilizando como deflator o INPC - IBGE: 1980 - 1990	318
Figura A8.1 - Evolução do salário mínimo real (base 1980 = 100), utilizando como deflator o INPC - IBGE: 1980 - 1990	319

Tabela A8.1 – Evolução do Salário Mínimo real (base 1980 = 100), utilizando como deflator o INPC–IBGE: 1980–1990.

ANO	Mês de referência/ PNAD	INPC ⁽¹⁾	Salário Mínimo Nominal ⁽²⁾	Sal. mínimo real, em Cr\$ de ago/80	Sal. mínimo real (Base: 1980=100)
1980	ago.	0,50216	Cr\$ 4 149,60	Cr\$ 4 149,60	100,0
1981	out.	1,15450	Cr\$ 8 464,80	Cr\$ 3 681,84	88,7
1983	set.	5,58210	Cr\$ 34 776,00	Cr\$ 3 128,41	75,4
1984	set.	16,242	Cr\$ 97 176,00	Cr\$ 3 004,43	72,4
1985	set.	51,423	Cr\$ 333 120,00	Cr\$ 3 253,01	78,4
1986	set.	106,15	Cz\$ 804,00	Cr\$ 3 803,45	91,6
1987	set.	406,24	Cz\$ 2 400,00	Cr\$ 2 966,68	71,5
1988	set.	3 093,61	Cz\$ 18 960,00	Cr\$ 3 077,62	74,2
1989	set.	40 639,85	Ncz\$ 249,48	Cr\$ 3 082,66	74,3
1990	set.	1339 049,95	Cr\$ 6 056,31	Cr\$ 2 271,19	54,7

Fonte: (1) Banco da Dados do depto. de Economia/UNIMEP (1993); HOFFMANN (1992a)

(2) HOFFMANN (1993b)

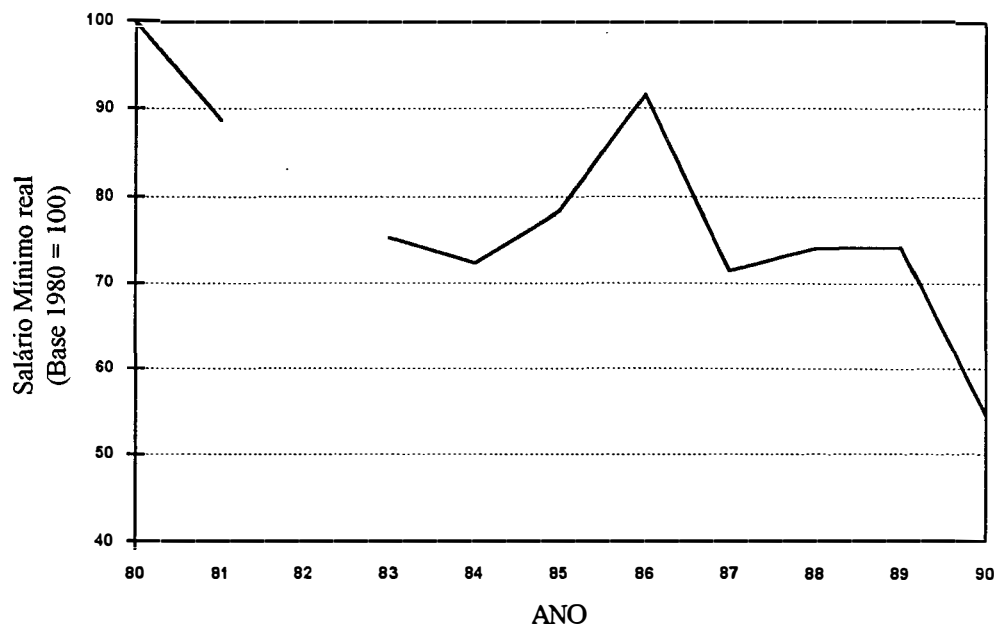


Figura A8.1 – Evolução do Salário mínimo real (base 1980 = 100), utilizando como deflator o INPC/IBGE: 1980 – 1990

APÊNDICE 9

	Página
Tabela A9.1 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990	322
Tabela A9.2 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sul conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990	322
Tabela A9.3 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sudeste conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990	323
Tabela A9.4 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Centro-Oeste conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990	323
Tabela A9.5 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Nordeste conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990	324
Tabela A9.6 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo conforme categorias educacionais: 1981 a 1990	324
Tabela A9.7 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sul conforme categorias educacionais: 1981 a 1990	325
Tabela A9.8 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sudeste conforme categorias educacionais: 1981 a 1990	325
Tabela A9.9 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Centro-Oeste conforme categorias educacionais: 1981 a 1990	326
Tabela A9.10 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Nordeste conforme categorias educacionais: 1981 a 1990	326

Tabela A9.11 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo conforme faixas etárias: 1981 a 1990	327
Tabela A9.12 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sul conforme faixas etárias: 1981 a 1990	327
Tabela A9.13 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sudeste conforme faixas etárias: 1981 a 1990	328
Tabela A9.14 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Centro-Oeste conforme faixas etárias: 1981 a 1990	328
Tabela A9.15 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Nordeste conforme faixas etárias: 1981 a 1990	329
Tabela A9.16 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo conforme sexo: 1981 a 1990	329
Tabela A9.17 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sul conforme sexo: 1981 a 1990	330
Tabela A9.18 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sudeste conforme sexo: 1981 a 1990	330
Tabela A9.19 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Centro-Oeste conforme sexo: 1981 a 1990	331
Tabela A9.20 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Nordeste conforme sexo: 1981 a 1990	331

Tabela A9.1 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990.

CATEGORIA OCUPACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
Empregador	5,9	6,0	6,8	7,4	6,6	5,5	8,6	7,4	6,8
Conta-própria	18,6	16,2	15,0	18,0	17,0	19,1	16,2	17,7	17,2
Empregado	53,3	54,6	58,2	60,1	60,3	60,6	61,9	61,0	58,8
Volante c/interm.	12,6	13,5	9,9	5,6	6,9	6,0	6,6	5,0	8,2
Volante s/interm.	9,6	9,7	10,1	8,9	9,2	8,8	6,7	8,9	9,0

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.2 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sul conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990.

CATEGORIA OCUPACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
Empregador	5,6	4,1	4,5	4,4	3,7	3,6	5,4	5,3	4,6
Conta-própria	57,4	57,4	59,9	56,9	58,6	62,1	59,2	59,9	58,9
Empregado	24,2	24,0	22,9	27,4	23,8	25,4	25,2	26,1	24,9
Volante c/interm.	2,9	2,4	3,0	2,4	3,4	1,6	3,3	2,4	2,7
Volante s/interm.	9,9	12,1	9,7	8,9	10,5	7,3	6,9	6,3	8,9

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.3 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sudeste conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990.

CATEGORIA OCUPACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
Empregador	6,9	6,5	7,3	8,3	7,7	7,0	8,0	9,9	7,7
Conta-própria	29,3	26,9	24,8	28,8	25,3	30,4	25,5	27,6	27,3
Empregado	48,1	49,6	50,9	49,4	50,4	49,3	51,8	46,1	49,4
Volante c/interm.	1,4	1,7	2,1	2,0	3,2	1,8	1,5	4,4	2,3
Volante s/interm.	14,3	15,3	14,9	11,5	13,4	11,5	13,2	12,0	13,3

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.4 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Centro-Oeste conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990.

CATEGORIA OCUPACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
Empregador	9,7	6,6	6,7	7,3	8,3	6,2	11,5	11,3	8,4
Conta-própria	36,6	40,8	39,6	36,9	34,7	36,7	33,5	31,5	36,3
Empregado	42,7	44,0	43,8	48,3	46,5	46,9	46,8	48,2	45,9
Volante c/interm.	1,9	1,2	1,4	1,2	1,9	1,6	1,3	1,5	1,5
Volante s/interm.	9,1	7,4	8,5	6,3	8,6	8,6	6,9	7,5	7,9

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.5 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Nordeste conforme categorias ocupacionais: 1981 a 1990.

CATEGORIA OCUPACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
Empregador	3,2	3,1	3,2	2,8	3,3	2,5	3,8	4,6	3,3
Conta-própria	53,1	51,2	50,3	51,5	48,8	48,7	52,3	49,9	50,7
Empregado	27,2	30,8	27,6	26,6	29,4	33,1	27,8	28,8	28,9
Volante c/interm.	2,1	1,6	2,0	1,8	1,7	1,4	2,2	1,5	1,8
Volante s/interm.	14,4	13,3	16,9	17,3	16,8	14,3	13,9	15,2	15,3

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.6 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo conforme categorias educacionais: 1981 a 1990.

NÍVEL EDUCACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
sem instrução/-1 ano	29,9	28,3	24,5	25,8	23,0	20,5	23,7	22,0	24,8
Primário Incompleto	37,6	36,8	34,9	32,8	33,5	37,9	30,6	33,8	34,7
Primário Completo	22,0	23,6	26,3	27,1	25,7	24,4	28,2	26,7	25,5
Ginásio Incompleto	5,8	5,5	7,4	7,8	9,1	8,5	9,6	8,1	7,7
Ginásio Completo	2,2	2,4	3,1	1,7	3,4	3,0	2,1	3,5	2,7
Colegial	2,0	2,4	2,9	3,7	3,3	3,8	3,8	3,9	3,2
Superior	0,5	1,0	0,9	1,1	2,0	1,9	2,0	2,0	1,4

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.7 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sul conforme categorias educacionais: 1981 a 1990.

NÍVEL EDUCACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
sem instrução/-1 ano	27,0	25,8	23,2	23,8	22,0	21,5	20,8	19,8	23,0
Primário Incompleto	34,0	32,6	32,0	29,8	31,6	30,4	30,2	29,3	31,2
Primário Completo	25,1	26,3	27,2	26,1	26,3	26,5	26,9	27,3	26,4
Ginásio Incompleto	10,0	11,2	12,8	14,1	14,1	14,9	15,5	15,3	13,5
Ginásio Completo	1,7	2,1	2,4	3,2	2,5	3,2	3,1	4,1	2,8
Colegial	1,5	1,5	1,8	2,1	2,6	2,8	2,8	3,4	2,3
Superior	0,7	0,5	0,6	0,9	0,9	0,7	0,7	0,8	0,8

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.8 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sudeste conforme categorias educacionais: 1981 a 1990.

NÍVEL EDUCACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
sem instrução/-1 ano	38,3	38,5	35,4	34,8	35,9	35,2	35,6	33,1	35,8
Primário Incompleto	37,4	34,5	34,7	34,2	33,1	33,9	33,1	33,0	34,2
Primário Completo	18,3	18,8	20,7	20,2	20,8	20,6	20,6	21,8	20,3
Ginásio Incompleto	3,0	4,5	5,2	5,0	5,1	4,8	5,6	6,2	4,9
Ginásio Completo	1,3	1,4	1,7	2,4	2,3	1,9	2,3	2,0	1,9
Colegial	1,3	1,8	1,9	2,7	2,0	2,8	2,1	2,9	2,2
Superior	0,4	0,5	0,4	0,7	0,8	0,8	0,7	1,0	0,7

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.9 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Centro-Oeste conforme categorias educacionais: 1981 a 1990.

NÍVEL EDUCACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
sem instrução/-1 ano	39,4	37,5	33,4	32,7	33,5	34,6	34,7	32,8	34,8
Primário Incompleto	34,8	33,8	35,0	34,4	33,4	30,4	30,5	30,2	32,8
Primário Completo	16,5	17,5	18,2	18,9	18,2	18,7	17,4	19,4	18,1
Ginásio Incompleto	5,0	6,5	7,3	7,9	7,7	8,8	9,5	9,4	7,8
Ginásio Completo	1,9	2,2	2,5	2,5	3,2	3,1	2,5	2,5	2,5
Colegial	1,9	2,0	2,8	2,7	3,1	3,2	4,0	4,2	3,0
Superior	0,5	0,5	0,8	0,9	0,9	1,2	1,4	1,5	1,0

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.10 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Nordeste conforme categorias educacionais: 1981 a 1990.

NÍVEL EDUCACIONAL	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
sem instrução/-1 ano	63,7	62,5	65,1	62,9	62,4	62,3	62,8	62,5	63,0
Primário Incompleto	28,2	28,2	25,4	27,2	27,2	26,0	25,5	26,0	26,7
Primário Completo	5,4	6,2	6,1	6,2	6,6	7,0	7,1	6,9	6,4
Ginásio Incompleto	1,9	2,2	2,4	2,5	2,5	3,0	2,9	3,1	2,6
Ginásio Completo	0,4	0,3	0,4	0,4	0,5	0,7	0,8	0,7	0,6
Colegial	0,3	0,4	0,4	0,7	0,7	0,8	0,7	0,6	0,6
Superior	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.11 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo conforme faixas etárias: 1981 a 1990.

FAIXA ETÁRIA	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
60 anos ou +	8,2	9,0	7,9	8,4	8,0	8,6	7,9	8,9	8,4
50 a 59 anos	13,1	14,5	13,8	15,0	14,1	14,0	14,9	14,4	14,2
40 a 49 anos	17,9	15,4	16,4	17,8	17,1	16,9	19,1	15,9	17,1
30 a 39 anos	20,7	20,5	20,0	22,3	21,3	19,9	19,6	23,0	20,9
25 a 29 anos	10,5	11,0	11,8	9,0	12,2	11,3	10,6	12,1	11,1
20 a 24 anos	11,7	13,4	13,8	11,1	12,9	11,7	11,7	11,4	12,2
18 a 19 anos	6,4	6,0	7,2	6,4	5,4	6,7	7,0	6,6	6,4
15 a 17 anos	11,5	10,2	9,1	10,0	9,0	10,9	9,2	7,7	9,7

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.12 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sul conforme faixas etárias: 1981 a 1990.

FAIXA ETÁRIA	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
60 anos ou +	9,4	8,1	10,0	8,8	9,6	10,9	10,0	11,5	9,8
50 a 59 anos	15,5	15,3	15,8	16,5	15,9	15,4	16,0	15,5	15,7
40 a 49 anos	20,1	20,0	19,4	19,8	20,7	20,2	19,4	19,5	19,9
30 a 39 anos	23,3	24,0	22,7	23,1	24,7	24,8	25,5	24,2	24,0
25 a 29 anos	12,7	12,4	12,4	10,9	10,8	11,9	11,3	12,4	11,8
20 a 24 anos	9,8	10,9	10,9	11,6	9,9	10,0	9,8	8,9	10,2
18 a 19 anos	3,2	4,0	3,7	3,8	3,2	3,2	3,0	3,2	3,4
15 a 17 anos	6,0	5,3	5,1	5,5	5,2	3,6	5,0	4,8	5,2

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.13 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sudeste conforme faixas etárias: 1981 a 1990.

FAIXA ETÁRIA	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
60 anos ou +	9,8	9,7	9,8	10,4	10,2	10,0	10,4	10,5	10,1
50 a 59 anos	14,6	14,1	13,7	13,9	14,2	15,3	13,1	15,2	14,2
40 a 49 anos	18,4	16,5	16,8	17,3	17,0	17,1	18,0	18,0	17,4
30 a 39 anos	19,5	19,7	19,3	19,6	20,2	20,9	21,7	19,9	20,1
25 a 29 anos	11,0	11,6	11,3	10,9	12,3	10,0	10,8	11,4	11,1
20 a 24 anos	12,2	13,8	13,7	13,7	13,0	12,7	12,6	12,0	13,0
18 a 19 anos	5,8	6,3	6,4	5,7	5,6	6,0	5,6	5,0	5,9
15 a 17 anos	8,7	8,3	9,0	8,5	7,5	8,0	7,8	8,0	8,2

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.14 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Centro-Oeste conforme faixas etárias: 1981 a 1990.

FAIXA ETÁRIA	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
60 anos ou +	8,3	8,0	7,5	7,7	8,4	8,5	9,2	9,9	8,4
50 a 59 anos	13,6	13,4	12,5	13,8	12,9	12,9	15,1	13,7	13,5
40 a 49 anos	21,4	19,5	21,2	19,0	17,7	19,3	18,3	18,0	19,3
30 a 39 anos	22,4	21,9	21,3	22,1	23,4	22,5	22,8	23,7	22,5
25 a 29 anos	12,1	12,0	13,1	13,8	13,1	12,9	12,4	11,9	12,7
20 a 24 anos	11,3	13,6	12,4	12,9	13,5	13,1	11,6	12,3	12,6
18 a 19 anos	5,0	4,9	4,8	4,7	5,4	4,8	4,7	4,3	4,8
15 a 17 anos	5,9	6,7	7,2	6,0	5,6	6,0	5,9	6,2	6,2

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.15 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Nordeste conforme faixas etárias: 1981 a 1990.

FAIXA ETÁRIA	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
60 anos ou +	11,7	11,8	11,6	11,3	12,9	13,1	12,8	13,3	12,3
50 a 59 anos	14,1	14,0	13,1	13,0	13,6	14,3	14,1	14,1	13,8
40 a 49 anos	19,4	17,9	17,7	18,9	18,4	17,4	19,1	18,0	18,3
30 a 39 anos	21,0	20,8	21,0	20,2	19,2	19,9	19,7	20,3	20,3
25 a 29 anos	10,3	10,6	11,5	10,3	10,3	11,4	11,2	11,2	10,9
20 a 24 anos	11,2	11,9	12,2	13,1	12,5	12,1	11,3	11,3	11,9
18 a 19 anos	5,1	5,4	5,6	5,6	5,7	5,2	5,2	4,9	5,3
15 a 17 anos	7,2	7,6	7,3	7,6	7,4	6,6	6,6	6,9	7,2

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.16 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo conforme o sexo: 1981 a 1990.

SEXO	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
MASC.	85,1	85,1	86,3	85,7	84,2	86,7	82,3	82,3	84,7
FEM.	14,9	14,9	13,7	14,3	15,8	13,3	17,7	17,7	15,3

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.17 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sul conforme o sexo: 1981 a 1990.

SEXO	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
MASC.	90,9	90,0	92,4	90,8	90,0	92,3	90,0	91,7	91,0
FEM.	9,1	10,0	7,6	9,2	10,0	7,7	10,0	8,3	9,0

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.18 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sudeste conforme o sexo: 1981 a 1990.

SEXO	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
MASC.	92,4	90,7	90,6	92,6	89,0	91,4	89,7	90,1	90,8
FEM.	7,6	9,3	9,4	7,4	11,0	8,6	10,3	9,9	9,2

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.19– Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Centro–Oeste conforme o sexo: 1981 a 1990.

SEXO	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
MASC.	97,8	97,1	96,7	96,9	96,9	96,2	96,3	95,7	96,7
FEM.	2,2	2,9	3,3	3,1	3,1	3,8	3,7	4,3	3,3

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

- (1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A9.20 – Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Nordeste conforme o sexo: 1981 a 1990.

SEXO	ANO								MÉDIA
	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990	
MASC.	84,3	79,6	83,1	85,1	83,5	83,9	85,1	86,3	83,8
FEM.	15,7	20,4	16,9	14,9	16,5	16,1	14,9	13,7	16,2

Fonte: Dados individuais das PNAD (1981 a 1990)

- (1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

APÊNDICE 10

	Página
Tabela 10.1 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura do Estado de São Paulo (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	333
Tabela 10.2 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da Região Sudeste (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	334
Tabela 10.3 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da Região Centro-Oeste (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	335
Tabela 10.4 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da Região Sul (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	336
Tabela 10.5 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura da Região Nordeste (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990	337

Tabela A10.1 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		0,2389	0,3475	0,2075	0,3080	0,2491	0,2090	0,2500	0,2888
Mulher		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IDADE									
+ de 60 anos		0,2895	0,2555	0,2779	0,4007	0,5078	0,2871	0,5262	0,3875
50 a 59 anos		0,4427	0,4303	0,4987	0,4230	0,4515	0,4472	0,4262	0,5471
40 a 49 anos		0,5255	0,4832	0,5227	0,6057	0,5461	0,3595	0,5174	0,5064
30 a 39 anos		0,3800	0,4630	0,3435	0,3977	0,3623	0,3698	0,3303	0,4685
25 a 29 anos		0,2874	0,3174	0,3113	0,3623	0,3385	0,2646	0,3443	0,4636
20 a 24 anos		0,2322	0,1963	0,2583	0,3406	0,2317	0,1834	0,3347	0,3290
18 a 19 anos		0,0764(n.s.)	0,1879	0,1698	0,0852(n.s.)	0,2535	0,1363(n.s.)	0,2256	0,2131
15 a 17 anos		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
EDUCAÇÃO									
Superior		1,3930	1,1578	1,0220	1,3644	1,1440	1,3652	1,0440	1,3242
Colegial		1,0283	0,7280	0,2535	0,6269	0,5273	0,7505	0,8277	0,6050
Ginásio Completo		0,6906	0,4535	0,5648	0,4041	0,7232	0,5145	0,4168	0,3977
Ginásio Incompleto		0,3886	0,3403	0,2875	0,3925	0,2941	0,3606	0,3753	0,5595
Primário Completo		0,3346	0,2850	0,3180	0,3847	0,2636	0,3176	0,2081	0,4081
Primário Incompleto		0,1740	0,1501	0,1654	0,1604	0,1471	0,1824	0,0484(n.s.)	0,1632
Sem instrução/(- 1 ano)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		1,6090	1,7910	1,5883	1,5728	1,7664	1,9177	1,8312	1,7994
Conta-própria		0,6692	0,7552	0,4811	0,6506	0,5577	0,8404	0,7724	0,6787
Empregado		0,3194	0,4261	0,1422	0,2917	0,4000	0,5176	0,4867	0,3007
Vol. c/ intermediário		0,1587	0,2338	0,1141	0,3561	0,3230	0,1437(n.s.)	0,4945	0,3176
Vol. s/ intermediário		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: a) Resultados obtidos com auxílio do *procedure GLM/SAS*

b) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de no máximo 5%, exceto os indicados por n.s. (não significativo)

Tabela A10.2 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da Região Sudeste (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		0,3854	0,4595	0,4156	0,4972	0,3736	0,3590	0,3557	0,3833
Mulher		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IDADE									
+ de 60 anos		0,4156	0,3032	0,4438	0,2057	0,3455	0,4406	0,3400	0,3665
50 a 59 anos		0,5381	0,5369	0,6248	0,4062	0,6148	0,5782	0,4940	0,5938
40 a 49 anos		0,5292	0,5121	0,5645	0,4619	0,6168	0,6055	0,4746	0,5345
30 a 39 anos		0,4525	0,4634	0,4855	0,4133	0,5053	0,4890	0,4289	0,4259
25 a 29 anos		0,3627	0,3304	0,4546	0,2631	0,3578	0,3021	0,2506	0,2998
20 a 24 anos		0,2382	0,2223	0,2555	0,1625	0,2091	0,2847	0,1888	0,1586
18 a 19 anos		0,1177	0,1073	0,1552	0,0762(n.s.)	0,1521	0,1910	0,0924(n.s.)	0,1262(n.s.)
15 a 17 anos		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
EDUCAÇÃO									
Superior		1,4000	1,2270	1,6529	1,7103	1,2602	1,8379	1,9293	1,6173
Colegial		0,7207	0,7692	0,8631	0,6582	1,1958	1,0018	0,9702	0,8852
Ginásio Completo		0,5195	0,3125	0,5132	0,5903	0,8812	0,8513	0,7228	0,4440
Ginásio Incompleto		0,5205	0,4645	0,4695	0,4946	0,4909	0,5955	0,5858	0,6224
Primário Completo		0,3502	0,2678	0,3459	0,3047	0,3547	0,3773	0,3543	0,3462
Primário Incompleto		0,1812	0,1267	0,1526	0,1283	0,2696	0,2344	0,2307	0,2106
Sem instrução/(- 1 ano)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
POSICÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		1,3352	1,6565	1,5188	1,4953	1,3741	1,4331	1,3039	1,3895
Conta-própria		0,3190	0,3083	0,3654	0,4843	0,2077	0,5451	0,3862	0,4615
Empregado		0,0925	0,0496	0,1095	0,0834	0,1657	0,3323	0,0846	0,2236
Vol. c/ intermediário		0,1193(n.s.)	0,1299	0,2780	0,1260(n.s.)	0,6663	0,2607	0,3184	0,2617
Vol. s/ intermediário		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: a) Resultados obtidos com auxílio do *procedure GLM/SAS*

b) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de no máximo 5%, exceto os indicados por n. s. (não significativo)

Tabela A10.3 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da Região Centro-Oeste (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		0,6503	0,4880	0,5881	0,5535	0,7014	0,5811	0,5098	0,4855
Mulher		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IDADE									
+ de 60 anos		0,4397	0,5528	0,5351	0,4488	0,5459	0,7077	0,5963	0,5841
50 a 59 anos		0,6016	0,6483	0,6679	0,5033	0,6338	0,5962	0,6461	0,6765
40 a 49 anos		0,5671	0,6731	0,6663	0,6603	0,6570	0,6865	0,5976	0,7291
30 a 39 anos		0,5391	0,5330	0,5150	0,4153	0,5366	0,5627	0,5848	0,5284
25 a 29 anos		0,4006	0,3857	0,4154	0,3981	0,4000	0,4626	0,3858	0,4086
20 a 24 anos		0,3163	0,3025	0,2306	0,2857	0,3053	0,2590	0,2825	0,3088
18 a 19 anos		0,1817	0,1723	0,1298	0,1323(n.s.)	0,1759	0,1998	0,0998(n.s.)	0,2393
15 a 17 anos		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
EDUCAÇÃO									
Superior		1,2038	1,5430	1,2726	1,4155	2,0090	1,5196	1,6495	1,7532
Colegial		0,8871	1,0110	0,8674	1,0500	1,0265	1,0441	1,0646	0,9009
Ginásio Completo		0,5514	0,7673	0,8427	0,6112	0,6577	0,8721	0,6570	0,8332
Ginásio Incompleto		0,4073	0,5256	0,5548	0,3834	0,4903	0,6488	0,5970	0,5886
Primário Completo		0,3418	0,4072	0,4133	0,3584	0,4241	0,4646	0,4708	0,4053
Primário Incompleto		0,1591	0,2350	0,2362	0,1702	0,2379	0,2485	0,2782	0,2676
Sem instrução/(- 1 ano)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		1,4156	1,4638	1,6266	1,4421	1,5427	1,6326	1,7056	1,5758
Conta-própria		0,2688	0,2786	0,4611	0,3707	0,1669	0,3982	0,3716	0,4993
Empregado		0,1571	0,0922	0,1875	0,0836	0,1021	0,1842	0,2245	0,3289
Vol. c/ intermediário		0,2013	0,1381(n.s.)	0,2253	0,0674	-0,1429(n.s.)	0,1045(n.s.)	-0,0031(n.s.)	0,2539
Vol. s/ intermediário		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: a) Resultados obtidos com auxílio do *procedure GLM/SAS*

b) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de no máximo 5%, exceto os indicados por n.s. (não significativo)

Tabela A10.4 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da Região Sul (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		0,4529	0,4383	0,5661	0,4556	0,4767	0,3903	0,4642	0,4707
Mulher		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IDADE									
+ de 60 anos		0,3666	0,4463	0,5279	0,5259	0,4348	0,3721	0,4395	0,4557
50 a 59 anos		0,6796	0,6326	0,7598	0,6575	0,7024	0,5713	0,6620	0,7194
40 a 49 anos		0,6974	0,6196	0,7505	0,6212	0,7078	0,6269	0,7640	0,6431
30 a 39 anos		0,4937	0,3809	0,5716	0,4626	0,5098	0,4150	0,5164	0,4627
25 a 29 anos		0,3889	0,2568	0,4022	0,3136	0,2961	0,2866	0,1713(n.s.)	0,4408
20 a 24 anos		0,2587	0,0977(n.s.)	0,1921	0,2110	0,1562(n.s.)	0,1114(n.s.)	0,0723(n.s.)	0,1828
18 a 19 anos		0,1693	0,0283(n.s.)	0,0842(n.s.)	0,1225(n.s.)	0,2145	0,1285(n.s.)	0,1258(n.s.)	0,0811(n.s.)
15 a 17 anos		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
EDUCAÇÃO									
Superior		1,5077	1,6581	1,2381	2,1299	1,6581	2,0128	1,5764	2,0509
Colegial		0,9677	1,1154	0,9348	0,9490	1,0891	0,8612	1,1424	1,0064
Ginásio Completo		0,6890	0,6847	0,7982	0,5371	1,0338	0,7462	0,9775	0,7995
Ginásio Incompleto		0,4515	0,4552	0,5361	0,5612	0,4966	0,3765	0,5948	0,6094
Primário Completo		0,3403	0,3810	0,4125	0,3505	0,4351	0,3667	0,4405	0,4720
Primário Incompleto		0,2040	0,2634	0,2536	0,2868	0,2946	0,2042	0,3359	0,3273
Sem instrução/(- 1 ano)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
POSICÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		1,3131	1,5570	1,8183	1,3951	1,4409	1,6083	1,6029	1,4259
Conta-própria		0,3587	0,4010	0,6039	0,4786	0,3039	0,4797	0,4567	0,3262
Empregado		0,1379	0,1933	0,2843	0,1751	0,2227	0,4368	0,3777	0,2296
Vol. c/ intermediário		0,2341	0,1306(n.s.)	0,2662	0,3196	0,1223(n.s.)	0,1720(n.s.)	0,3068	0,0650(n.s.)
Vol. s/ intermediário		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: a) Resultados obtidos com auxílio do *procedure GLM/SAS*

b) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de no máximo 5%, exceto os indicados por n.s. (não significativo)

Tabela A10.5 - Resultados da estimação das equações de rendimentos para a agricultura⁽¹⁾ da Região Nordeste (coeficientes da equação de regressão ajustada), por fator, de 1981 a 1990.

FATOR	ANO	1981	1983	1985	1986	1987	1988	1989	1990
SEXO									
Homem		0,6585	0,6136	0,6099	0,5559	0,7341	0,6137	0,6680	0,7829
Mulher		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IDADE									
+ de 60 anos		0,2270	0,2655	0,3531	0,3777	0,4471	0,3426	0,4113	0,3555
50 a 59 anos		0,5174	0,5493	0,5815	0,5991	0,5756	0,6423	0,6234	0,5079
40 a 49 anos		0,5326	0,5580	0,5791	0,5491	0,6491	0,5835	0,6344	0,5517
30 a 39 anos		0,4476	0,4793	0,4700	0,4798	0,5473	0,5394	0,5272	0,4559
25 a 29 anos		0,3457	0,3799	0,3309	0,3700	0,4240	0,4432	0,3456	0,3309
20 a 24 anos		0,2108	0,2742	0,2075	0,2688	0,2772	0,2515	0,2925	0,2181
18 a 19 anos		0,0975(n.s.)	0,1138	0,0771	0,1024	0,1307	0,1305	0,1357	0,1239
15 a 17 anos		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
EDUCAÇÃO									
Superior		2,1524	1,5774	1,6816	2,2184	2,3705	2,0984	1,8063	1,6305
Colégial		1,2569	0,9806	0,7752	1,0212	1,1885	0,9509	1,3138	0,8290
Ginásio Completo		0,7154	0,8168	0,4225	0,5582	0,2703	0,5000	0,5527	0,3750
Ginásio Incompleto		0,5609	0,4324	0,3502	0,3446	0,4333	0,4613	0,4171	0,4505
Primário Completo		0,3515	0,2512	0,2662	0,2310	0,2888	0,2821	0,2826	0,2285
Primário Incompleto		0,2625	0,1303	0,1454	0,1636	0,2117	0,1725	0,2049	0,1357
Sem instrução/(- 1 ano)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO									
Empregador		0,9365	1,4655	1,3892	1,3167	1,1732	1,5301	1,3488	1,0921
Conta-própria		-0,0391(n.s.)	0,1168	0,0456	0,2182(n.s.)	0,0016(n.s.)	0,2293	0,2648	0,1878
Empregado		0,1398	0,2552	0,2118	0,1761	0,2084	0,2342	0,2750	0,2511
Vol. c/ intermediário		0,2288	-0,0767(n.s.)	0,3229	0,3173	0,2535	0,2542	0,3039	0,1587
Vol. s/ intermediário		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(1) Pessoas ocupadas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

OBS.: a) Resultados obtidos com auxílio do *procedure GLM/SAS*

b) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de no máximo 5%, exceto os indicados por n.s. (não significativo)

APÊNDICE 11

	Página
Tabela A11.1 - Estatísticas amostrais: Brasil (1981-1989-1990)	339
Tabela A11.2 - Estatísticas amostrais: São Paulo (1981-1989-1990)	340
Tabela A11.3 - Estatísticas amostrais: Região Sul (1981-1989-1990)	341
Tabela A11.4 - Estatísticas amostrais: Região Sudeste (1981-1989-1990)	342
Tabela A11.5 - Estatísticas amostrais: Região Centro-Oeste (1981-1989-1990)	343
Tabela A11.6 - Estatísticas amostrais: Região Nordeste (1981-1989-1990)	344

Tabela A11.1 - Estatísticas amostrais: Brasil⁽¹⁾(1981 - 1989 - 1990).

Variável/ Categoria	1981			1989			1990					
	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g
IDADE												
60 anos ou mais	0,103	1,1224	0,846	0,720	0,111	1,4273	1,449	1,060	0,118	1,4977	1,849	1,052
50 a 59 anos	0,144	1,3222	0,760	0,613	0,144	1,2124	0,839	0,702	0,146	1,2891	0,817	0,692
40 a 49 anos	0,193	1,2598	0,729	0,564	0,189	1,1534	0,820	0,661	0,181	1,0988	0,637	0,550
30 a 39 anos	0,212	1,0273	0,555	0,452	0,214	1,1281	0,969	0,677	0,215	1,0247	0,711	0,547
25 a 29 anos	0,111	0,8776	0,434	0,361	0,112	0,8002	0,789	0,550	0,116	0,8772	0,579	0,466
20 a 24 anos	0,112	0,6764	0,304	0,271	0,113	0,6121	0,479	0,380	0,111	0,5955	0,321	0,291
18 a 19 anos	0,050	0,5260	0,169	0,180	0,050	0,4687	0,311	0,277	0,047	0,4840	0,255	0,232
15 a 17 anos	0,075	0,4514	0,152	0,166	0,067	0,3853	0,263	0,248	0,066	0,3935	0,182	0,188
EDUCAÇÃO												
Superior	0,004	8,5442	0,466	0,471	0,006	10,0555	0,639	0,594	0,007	8,8345	0,544	0,516
Colegial	0,010	3,9263	0,713	0,680	0,019	4,2975	0,961	0,862	0,022	3,1678	0,688	0,605
Ginásio Completo	0,011	2,7375	0,903	0,742	0,018	2,3083	0,986	0,812	0,020	1,8630	0,700	0,630
Ginásio Incompleto	0,043	1,8146	0,933	0,647	0,068	1,6369	1,106	0,766	0,069	1,9001	1,541	0,825
Primário Completo	0,144	1,3540	0,612	0,494	0,160	1,2301	0,800	0,633	0,164	1,1917	0,635	0,530
Primário Incompleto	0,326	0,9908	0,497	0,405	0,287	0,9036	0,678	0,550	0,290	0,8457	0,575	0,458
Sem instrução/(- 1 ano)	0,462	0,6594	0,371	0,357	0,442	0,5607	0,494	0,405	0,428	0,6060	0,563	0,399
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO												
Empregador	0,052	4,4858	0,644	0,616	0,059	5,4439	0,860	0,825	0,066	4,8128	0,988	0,782
Conta-própria	0,446	0,9943	0,516	0,516	0,438	0,9200	0,619	0,598	0,432	0,9091	0,538	0,528
Empregado	0,345	0,7102	0,257	0,218	0,364	0,6085	0,314	0,266	0,360	0,6519	0,298	0,251
Vol. c/ intermediário	0,031	0,6248	0,104	0,115	0,026	0,5130	0,180	0,181	0,025	0,5177	0,153	0,162
Vol. s/ intermediário	0,126	0,4803	0,117	0,124	0,113	0,3473	0,175	0,180	0,117	0,3754	0,144	0,139
SEXO												
Homem	0,883	1,0682	0,640	0,487	0,875	1,0759	0,936	0,672	0,885	1,0684	0,897	0,594
Mulher	0,117	0,4840	0,568	0,430	0,125	0,4679	0,912	0,540	0,115	0,4746	0,696	0,528

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

OBS.: β_g : proporção do grupo na população

α_g : renda média relativa (renda média do grupo/renda média da população)

R_g : Redundância dentro do grupo (desigualdade interna)

L_g : Theil L dentro do grupo (desigualdade interna)

Tabela A11.2 - Estatísticas amostrais: São Paulo⁽¹⁾ (1981 - 1989 - 1990).

Variável/ Categoria	1981			1989			1990					
	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g
IDADE												
60 anos ou mais	0,082	1,1211	0,658	0,522	0,079	2,5547	1,373	1,288	0,089	3,1371	2,775	1,793
50 a 59 anos	0,131	1,5337	0,834	0,653	0,149	1,1747	0,699	0,592	0,144	1,1993	0,764	0,666
40 a 49 anos	0,179	1,4171	0,726	0,566	0,191	1,0958	0,568	0,487	0,159	0,8971	0,485	0,440
30 a 39 anos	0,207	0,9651	0,487	0,363	0,196	0,9347	0,581	0,459	0,230	0,8555	0,566	0,464
25 a 29 anos	0,105	0,8848	0,561	0,368	0,106	0,8438	0,520	0,390	0,121	0,8348	0,604	0,434
20 a 24 anos	0,117	0,6421	0,176	0,148	0,117	0,5840	0,171	0,155	0,114	0,4856	0,159	0,147
18 a 19 anos	0,064	0,5206	0,081	0,083	0,070	0,5171	0,128	0,135	0,066	0,3954	0,097	0,102
15 a 17 anos	0,115	0,4503	0,100	0,102	0,092	0,4083	0,191	0,196	0,077	0,3394	0,148	0,142
EDUCAÇÃO												
Superior	0,005	8,4354	0,430	0,529	0,002	4,6888	0,249	0,283	0,020	3,5131	0,287	0,370
Colegial	0,020	4,7863	0,814	0,889	0,038	4,3232	1,048	1,022	0,039	1,6896	0,434	0,473
Ginásio Completo	0,022	1,6020	0,664	0,529	0,021	1,1780	0,542	0,439	0,035	1,2479	0,884	0,674
Ginásio Incompleto	0,058	1,1829	0,781	0,603	0,096	0,8466	0,453	0,349	0,081	3,1625	2,938	1,741
Primário Completo	0,220	1,0466	0,471	0,377	0,282	1,0421	0,725	0,559	0,267	0,9697	0,628	0,486
Primário Incompleto	0,376	0,8845	0,500	0,366	0,306	0,6908	0,418	0,345	0,338	0,6131	0,460	0,371
Sem instrução/(- 1 ano)	0,299	0,6610	0,285	0,231	0,237	0,5594	0,229	0,213	0,220	0,4489	0,229	0,199
POSICÃO NA OCUPAÇÃO												
Empregador	0,059	4,5171	0,452	0,479	0,086	4,7864	0,554	0,575	0,074	6,1390	1,386	0,874
Conta-própria	0,186	1,3494	0,552	0,409	0,162	1,0944	0,415	0,417	0,177	0,9785	0,335	0,355
Empregado	0,533	0,7110	0,304	0,229	0,619	0,5767	0,236	0,197	0,610	0,5279	0,312	0,244
Vol. c/ intermediário	0,126	0,4922	0,086	0,096	0,066	0,5326	0,124	0,126	0,050	0,4520	0,085	0,086
Vol. s/ intermediário	0,096	0,4172	0,061	0,073	0,067	0,2939	0,077	0,080	0,089	0,3106	0,129	0,112
SEXO												
Homem	0,851	1,0817	0,650	0,460	0,823	1,0964	0,798	0,570	0,823	1,1108	1,396	0,712
Mulher	0,149	0,5317	0,413	0,245	0,177	0,5504	0,630	0,386	0,177	0,4865	0,573	0,371

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

OBS.: β_g : proporção do grupo na população

α_g : renda média relativa (renda média do grupo/renda média da população)

R_g : Redundância dentro do grupo (desigualdade interna)

L_g : Theil L dentro do grupo (desigualdade interna)

Tabela A11.3 - Estatísticas amostrais: Região Sul⁽¹⁾ (1981 - 1989 - 1990).

Variável/ Categoria	1981				1989				1990			
	β_k	α_g	R_g	L_g	β_k	α_g	R_g	L_g	β_k	α_g	R_g	L_g
IDADE												
60 anos ou mais	0,094	0,9359	0,573	0,584	0,100	1,0389	0,802	0,745	0,115	1,0881	0,875	0,770
50 a 59 anos	0,155	1,3915	0,768	0,638	0,160	1,0412	0,523	0,532	0,155	1,2968	0,622	0,609
40 a 49 anos	0,201	1,2788	0,624	0,508	0,194	1,2701	0,627	0,616	0,195	1,1204	0,577	0,516
30 a 39 anos	0,233	1,0128	0,600	0,467	0,255	1,2323	0,865	0,695	0,242	1,0840	0,706	0,549
25 a 29 anos	0,127	0,8123	0,378	0,322	0,113	0,7159	0,512	0,471	0,124	0,9057	0,371	0,352
20 a 24 anos	0,098	0,6541	0,407	0,295	0,098	0,5833	0,504	0,435	0,089	0,5648	0,244	0,257
18 a 19 anos	0,032	0,4639	0,126	0,128	0,030	0,4967	0,490	0,402	0,032	0,4096	0,146	0,168
15 a 17 anos	0,060	0,3594	0,136	0,148	0,050	0,3302	0,138	0,162	0,048	0,3487	0,116	0,115
EDUCAÇÃO												
Superior	0,007	4,8898	0,268	0,267	0,007	6,5307	0,361	0,393	0,008	7,3279	0,471	0,377
Colegial	0,015	2,2847	0,630	0,572	0,028	3,0227	0,642	0,733	0,034	2,1865	0,429	0,436
Ginásio Completo	0,017	2,4368	1,048	0,868	0,031	1,7603	0,776	0,705	0,041	1,2767	0,565	0,468
Ginásio Incompleto	0,100	1,1940	0,604	0,488	0,155	1,2401	0,770	0,645	0,153	1,2550	0,670	0,566
Primário Completo	0,251	1,1022	0,674	0,521	0,269	0,9183	0,572	0,544	0,273	0,9485	0,489	0,443
Primário Incompleto	0,340	0,9202	0,519	0,432	0,302	0,8584	0,553	0,520	0,293	0,8334	0,501	0,443
Sem instrução/(- 1 ano)	0,270	0,6881	0,430	0,377	0,208	0,5467	0,437	0,399	0,198	0,6064	0,562	0,456
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO												
Empregador	0,056	3,7749	0,602	0,586	0,054	4,3705	0,546	0,580	0,053	4,2418	0,503	0,544
Conta-própria	0,574	1,0266	0,477	0,429	0,592	0,9966	0,539	0,562	0,599	0,9888	0,482	0,476
Empregado	0,242	0,6057	0,313	0,262	0,252	0,5613	0,307	0,250	0,261	0,5925	0,268	0,233
Vol. c/ intermediário	0,029	0,4518	0,075	0,083	0,033	0,3552	0,113	0,113	0,024	0,3524	0,082	0,086
Vol. s/ intermediário	0,099	0,3961	0,119	0,129	0,069	0,2911	0,172	0,180	0,063	0,3358	0,099	0,098
SEXO												
Homem	0,909	1,0484	0,627	0,491	0,900	1,0652	0,714	0,623	0,917	1,0414	0,631	0,530
Mulher	0,091	0,5197	0,553	0,446	0,100	0,4157	0,397	0,379	0,083	0,5404	0,675	0,540

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

OBS.: β_g : proporção do grupo na população

α_g : renda média relativa (renda média do grupo/renda média da população)

R_g : Redundância dentro do grupo (desigualdade interna)

L_g : Theil L dentro do grupo (desigualdade interna)

Tabela A11.4 - Estatísticas amostrais: Região Sudeste (1981 - 1989 - 1990).

Variável/ Categoria	1981				1989				1990			
	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g
IDADE												
60 anos ou mais	0,098	1,6890	1,181	0,826	0,104	1,6486	1,569	1,039	0,105	1,4580	1,147	0,814
50 a 59 anos	0,146	1,2759	0,625	0,475	0,131	1,3587	0,968	0,729	0,152	1,4344	0,785	0,655
40 a 49 anos	0,184	1,1457	0,603	0,433	0,180	1,1556	0,897	0,639	0,180	1,2169	0,705	0,567
30 a 39 anos	0,195	0,9843	0,446	0,334	0,217	0,9868	0,650	0,482	0,199	0,9382	0,565	0,434
25 a 29 anos	0,110	0,8634	0,392	0,283	0,108	0,8852	0,794	0,520	0,114	0,8131	0,552	0,396
20 a 24 anos	0,122	0,6569	0,224	0,183	0,126	0,6035	0,272	0,236	0,120	0,6275	0,403	0,296
18 a 19 anos	0,058	0,5405	0,170	0,145	0,056	0,4624	0,186	0,162	0,050	0,4590	0,135	0,132
15 a 17 anos	0,087	0,4514	0,112	0,119	0,078	0,4017	0,151	0,159	0,080	0,3962	0,131	0,131
EDUCAÇÃO												
Superior	0,004	8,0726	0,499	0,610	0,007	10,7200	0,858	0,776	0,010	9,3279	0,631	0,619
Colegial	0,013	2,4735	0,513	0,450	0,021	3,0521	0,920	0,724	0,029	2,7857	0,583	0,589
Ginásio Completo	0,013	2,9122	0,860	0,759	0,023	2,0823	0,694	0,667	0,020	1,8407	0,655	0,658
Ginásio Incompleto	0,030	2,3900	1,518	0,962	0,056	1,4483	1,318	0,749	0,062	1,3816	0,740	0,568
Primário Completo	0,183	1,1502	0,526	0,426	0,206	1,1714	0,962	0,655	0,218	1,0201	0,577	0,486
Primário Incompleto	0,374	0,9536	0,487	0,369	0,331	0,8609	0,617	0,464	0,330	0,7954	0,502	0,380
Sem instrução/(- 1 ano)	0,383	0,6766	0,310	0,225	0,356	0,5915	0,410	0,316	0,331	0,6514	0,492	0,349
POSICÃO NA OCUPAÇÃO												
Empregador	0,069	4,2748	0,642	0,539	0,080	4,6061	0,914	0,824	0,099	3,8910	0,608	0,588
Conta-própria	0,293	1,0744	0,409	0,346	0,255	1,0935	0,530	0,494	0,276	1,0207	0,494	0,429
Empregado	0,481	0,6456	0,198	0,168	0,518	0,5593	0,303	0,231	0,461	0,5795	0,223	0,195
Vol. c/ intermediário	0,014	0,6059	0,145	0,163	0,015	0,5259	0,090	0,083	0,044	0,4835	0,123	0,133
Vol. s/ intermediário	0,142	0,4961	0,084	0,088	0,132	0,4330	0,124	0,127	0,120	0,3789	0,116	0,116
SEXO												
Homem	0,924	1,0273	0,628	0,417	0,897	1,0619	0,950	0,614	0,901	1,0535	0,757	0,542
Mulher	0,076	0,6672	0,934	0,517	0,103	0,4610	0,320	0,290	0,099	0,5112	0,556	0,395

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

OBS.: β_g : proporção do grupo na população

α_g : renda média relativa (renda média do grupo/renda média da população)

R_g : Redundância dentro do grupo (desigualdade interna)

L_g : Theil L dentro do grupo (desigualdade interna)

Tabela A11.5 - Estatísticas amostrais: Região Centro-Oeste⁽¹⁾ (1981 - 1989 - 1990).

Variável/ Categoria	1981			1989			1990					
	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g
IDADE												
60 anos ou mais	0,083	1,2367	0,634	0,585	0,092	1,8279	1,450	1,316	0,099	1,9245	1,935	1,282
50 a 59 anos	0,136	1,2885	0,756	0,544	0,151	1,1038	0,970	0,814	0,137	1,2844	0,990	0,783
40 a 49 anos	0,214	1,2290	0,625	0,500	0,183	1,0187	1,013	0,781	0,180	1,0241	0,604	0,510
30 a 39 anos	0,224	1,0549	0,585	0,422	0,228	1,3005	1,541	0,998	0,237	1,0248	0,891	0,636
25 a 29 anos	0,121	0,8215	0,397	0,305	0,124	0,6854	1,101	0,591	0,119	0,8743	0,767	0,548
20 a 24 anos	0,113	0,6576	0,265	0,220	0,116	0,5745	0,878	0,551	0,123	0,5249	0,347	0,282
18 a 19 anos	0,050	0,4929	0,101	0,110	0,047	0,2966	0,171	0,163	0,043	0,4869	0,487	0,363
15 a 17 anos	0,059	0,4095	0,135	0,193	0,059	0,2869	0,550	0,342	0,062	0,2789	0,114	0,118
EDUCAÇÃO												
Superior	0,005	5,6064	0,246	0,281	0,014	8,5292	0,720	0,752	0,015	7,4154	0,593	0,564
Colegial	0,019	3,4771	0,452	0,540	0,040	2,2257	0,797	0,734	0,042	3,2283	0,979	0,807
Ginásio Completo	0,019	1,4908	0,379	0,396	0,025	2,4431	1,483	1,284	0,025	1,8639	0,531	0,527
Ginásio Incompleto	0,050	1,3973	0,672	0,551	0,095	1,8260	1,673	1,237	0,094	1,0483	0,607	0,523
Primário Completo	0,165	1,3384	0,620	0,505	0,174	1,0360	0,926	0,706	0,194	1,0203	0,816	0,600
Primário Incompleto	0,348	0,8802	0,451	0,347	0,305	0,7169	0,833	0,618	0,302	0,6477	0,476	0,377
Sem instrução/(- 1 ano)	0,394	0,7231	0,530	0,339	0,347	0,4742	0,861	0,496	0,328	0,6597	1,354	0,598
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO												
Empregador	0,097	3,6641	0,469	0,420	0,115	4,7977	0,898	0,854	0,113	4,2478	0,876	0,693
Conta-própria	0,366	0,8959	0,403	0,358	0,335	0,6972	0,688	0,561	0,315	0,8193	0,568	0,473
Empregado	0,427	0,6163	0,168	0,161	0,468	0,4099	0,321	0,253	0,482	0,4854	0,253	0,212
Vol. c/ intermediário	0,019	0,5382	0,106	0,101	0,013	0,2340	0,142	0,185	0,015	0,3666	0,147	0,157
Vol. s/ intermediário	0,091	0,4726	0,102	0,111	0,069	0,2714	0,220	0,211	0,075	0,3227	0,251	0,210
SEXO												
Homem	0,978	1,0117	0,607	0,449	0,963	1,0098	1,296	0,875	0,957	1,0155	1,071	0,690
Mulher	0,022	0,4789	0,445	0,406	0,037	0,7453	1,614	1,166	0,043	0,6580	0,908	0,759

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

OBS.: β_g : proporção do grupo na população

α_g : renda média relativa (renda média do grupo/renda média da população)

R_g : Redundância dentro do grupo (desigualdade interna)

L_g : Theil L dentro do grupo (desigualdade interna)

Tabela A11.6 - Estatísticas amostrais: Região Nordeste⁽¹⁾ (1981 - 1989 - 1990).

Variável/ Categoria	1981			1989			1990					
	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g	β_g	α_g	R_g	L_g
IDADE												
60 anos ou mais	0,117	1,0521	0,621	0,626	0,128	1,3401	1,197	0,827	0,133	1,2696	0,944	0,672
50 a 59 anos	0,141	1,1772	0,491	0,473	0,141	1,3049	0,796	0,640	0,141	1,2074	0,609	0,514
40 a 49 anos	0,194	1,2463	0,735	0,515	0,191	1,1540	0,704	0,531	0,180	1,1574	0,489	0,434
30 a 39 anos	0,210	1,0537	0,426	0,408	0,197	0,9878	0,514	0,447	0,203	1,0234	0,448	0,391
25 a 29 anos	0,103	0,9121	0,332	0,331	0,112	0,8494	0,748	0,479	0,112	0,8774	0,342	0,333
20 a 24 anos	0,112	0,7550	0,239	0,265	0,113	0,6829	0,358	0,318	0,113	0,7098	0,227	0,233
18 a 19 anos	0,051	0,6071	0,174	0,193	0,052	0,5376	0,299	0,245	0,049	0,6086	0,219	0,211
15 a 17 anos	0,072	0,5313	0,154	0,165	0,066	0,4473	0,223	0,223	0,069	0,5283	0,198	0,205
EDUCAÇÃO												
Superior	0,001	16,7441	0,728	0,642	0,020	15,6583	0,692	0,768	0,002	9,0551	0,352	0,423
Colegial	0,003	5,4819	0,639	0,712	0,070	6,6858	1,335	1,027	0,006	3,2616	0,584	0,550
Ginásio Completo	0,004	3,6373	1,041	0,888	0,080	2,5112	0,905	0,813	0,007	2,0781	0,779	0,764
Ginásio Incompleto	0,019	2,7421	1,309	0,847	0,029	1,5866	0,734	0,683	0,031	1,8549	0,678	0,623
Primário Completo	0,054	1,4036	0,581	0,521	0,071	1,2384	0,729	0,587	0,069	1,1720	0,501	0,471
Primário Incompleto	0,282	1,1022	0,397	0,362	0,255	1,1168	0,747	0,574	0,260	1,0874	0,679	0,480
Sem instrução/(- 1 ano)	0,637	0,8031	0,290	0,355	0,628	0,7735	0,449	0,395	0,625	0,8481	0,384	0,349
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO												
Empregador	0,032	4,6628	0,870	0,777	0,038	5,267	0,951	0,830	0,046	3,8956	0,735	0,652
Conta-própria	0,531	0,9781	0,404	0,490	0,523	1,002	0,560	0,526	0,499	0,9917	0,433	0,454
Empregado	0,272	0,8312	0,178	0,179	0,278	0,705	0,254	0,236	0,288	0,8037	0,249	0,211
Vol. c/ intermediário	0,021	0,7740	0,115	0,123	0,022	0,626	0,191	0,182	0,015	0,6670	0,150	0,165
Vol. s/ intermediário	0,144	0,6288	0,126	0,129	0,139	0,455	0,159	0,162	0,152	0,5483	0,117	0,121
SEXO												
Homem	0,843	1,0982	0,505	0,420	0,851	1,082	0,702	0,523	0,863	1,0877	0,532	0,411
Mulher	0,157	0,4715	0,271	0,301	0,149	0,530	1,182	0,521	0,137	0,4508	0,397	0,346

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

OBS.: β_g : proporção do grupo na população

α_g : renda média relativa (renda média do grupo/renda média da população)

R_g : Redundância dentro do grupo (desigualdade interna)

L_g : Theil L dentro do grupo (desigualdade interna)

APÊNDICE 12

Página

Tabela A12.1 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura do Brasil conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990	346
Tabela A12.2 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura do Estado de São Paulo conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990	347
Tabela A12.3 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sul conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990	348
Tabela A12.4 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Sudeste conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990	349
Tabela A12.5 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Centro-Oeste conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990	350
Tabela A12.6- Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura da Região Nordeste conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990	351

Tabela A12.1 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Brasil conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990.

Nível de escolaridade/ Ano	Categoria Ocupacional				
	Empregador	Conta- Própria	Empregado	Volante c/interm.	Volante s/interm.
Superior					
1981	3,92	0,06	0,25	0,12	0,00
1990	6,38	0,23	0,51	0,00	0,00
Colegial					
1981	5,63	0,78	1,09	0,30	0,12
1990	11,39	1,72	1,77	0,63	0,20
Ginásio Comp.					
1981	4,96	0,74	1,30	0,79	0,54
1990	4,75	2,31	1,66	1,76	0,54
Ginásio Inc.					
1981	8,39	4,16	4,48	4,50	2,91
1990	10,70	6,89	7,43	6,11	3,78
Primário Comp.					
1981	22,04	13,76	15,33	14,47	10,74
1990	19,57	16,72	16,86	14,79	12,15
Primário Inc.					
1981	33,99	33,36	32,44	36,99	28,81
1990	25,10	28,40	29,76	36,22	29,28
Sem instr/< 1 ano					
1981	21,07	47,14	45,10	42,83	56,88
1990	22,10	43,74	42,00	40,49	54,06
Total					
1981	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1990	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A12.2 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ do Estado de São Paulo conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990.

Nível de escolaridade/ Ano	Categoria Ocupacional				
	Empregador	Conta- Própria	Empregado	Volante c/interm.	Volante s/interm.
Superior					
1981	5,16	0,00	0,28	0,00	0,00
1990	11,36	0,59	1,62	0,00	0,00
Colegial					
1981	8,53	1,91	1,99	0,41	0,52
1990	15,62	6,20	2,41	2,08	1,19
Ginásio Comp.					
1981	3,43	1,37	2,46	2,01	2,09
1990	5,68	6,20	2,75	0,00	3,57
Ginásio Inc.					
1981	6,86	3,26	6,35	6,46	5,76
1990	5,99	4,16	9,30	4,17	11,90
Primário Comp.					
1981	29,93	22,02	20,86	23,39	21,47
1990	30,12	33,20	24,80	33,33	20,23
Primário Inc.					
1981	31,58	40,49	36,50	41,56	36,66
1990	24,14	28,45	35,45	37,50	39,29
Sem instr/< 1 ano					
1981	14,52	30,94	31,55	26,18	33,49
1990	7,10	21,19	23,67	22,92	23,81
Total					
1981	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1990	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A12.3 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sul conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990.

Nível de escolaridade/ Ano	Categoria Ocupacional				
	Empregador	Conta- Própria	Empregado	Volante c/interm.	Volante s/interm.
Superior					
1981	6,30	0,08	0,77	0,00	0,00
1990	6,88	0,43	0,59	0,00	0,00
Colegial					
1981	4,58	1,06	2,50	0,74	0,22
1990	19,34	3,21	2,09	0,00	0,00
Ginásio Comp.					
1981	6,30	1,22	2,27	0,00	0,88
1990	2,91	4,70	3,49	7,27	0,71
Ginásio Inc.					
1981	11,04	10,13	11,17	5,93	7,09
1990	19,01	15,97	14,44	16,36	9,02
Primário Comp.					
1981	23,24	27,11	24,69	14,06	19,06
1990	22,27	29,77	24,88	9,09	24,56
Primário Inc.					
1981	32,30	35,70	30,69	40,01	31,92
1990	23,01	28,51	30,83	44,84	29,26
Sem instr/< 1 ano					
1981	16,23	24,71	27,91	39,25	40,83
1990	6,59	17,41	23,68	22,44	36,45
Total					
1981	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1990	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A12.4 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Sudeste conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990.

Nível de escolaridade/ Ano	Categoria Ocupacional				
	Empregador	Conta- Própria	Empregado	Volante c/interm.	Volante s/interm.
Superior					
1981	3,53	0,13	0,21	1,30	0,00
1990	7,80	0,39	0,36	0,00	0,00
Colegial					
1981	6,47	1,62	0,79	0,00	0,13
1990	10,89	2,04	2,44	0,84	0,48
Ginásio Comp.					
1981	7,50	0,89	0,88	0,00	0,40
1990	6,31	2,34	1,40	0,81	0,77
Ginásio Inc.					
1981	6,82	2,32	3,07	3,90	2,23
1990	7,84	5,18	7,07	5,64	4,14
Primário Comp.					
1981	22,83	17,03	19,44	9,12	16,10
1990	23,16	22,41	22,70	14,54	18,13
Primário Inc.					
1981	35,35	40,70	36,10	46,73	35,12
1990	25,61	33,94	31,50	37,70	40,56
Sem instr/< 1 ano					
1981	17,49	37,32	39,50	38,96	46,02
1990	18,39	33,70	34,53	40,48	35,93
Total					
1981	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1990	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A12.5 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Centro-Oeste conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990.

Nível de escolaridade/ Ano	Categoria Ocupacional				
	Empregador	Conta- Própria	Empregado	Volante c/interm.	Volante s/interm.
Superior					
1981	3,17	0,02	0,21	0,00	0,00
1990	8,46	0,59	0,69	0,00	0,00
Colegial					
1981	8,49	1,41	1,23	0,00	0,30
1990	18,30	3,05	2,33	0,00	0,56
Ginásio Comp.					
1981	4,07	1,06	2,31	0,00	1,79
1990	6,84	2,91	1,68	0,00	0,56
Ginásio Inc.					
1981	9,64	3,53	4,88	4,31	6,58
1990	13,15	7,12	10,29	11,90	6,61
Primário Comp.					
1981	27,54	15,54	15,52	14,21	13,86
1990	21,65	19,68	18,59	24,26	19,62
Primário Inc.					
1981	30,50	35,97	35,13	31,44	34,21
1990	17,79	27,85	34,76	26,73	30,06
Sem instr/< 1 ano					
1981	16,59	42,46	40,71	50,04	43,26
1990	13,80	38,80	31,66	37,11	42,58
Total					
1981	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1990	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

Tabela A12.6 - Distribuição percentual das pessoas ocupadas na agricultura⁽¹⁾ da Região Nordeste conforme categoria ocupacional e nível de escolaridade, em 1981 e 1990.

Nível de escolaridade/ Ano	Categoria Ocupacional				
	Empregador	Conta- Própria	Empregado	Volante c/interm.	Volante s/interm.
Superior					
1981	2,19	0,05	0,07	0,00	0,00
1990	2,42	0,03	0,09	0,00	0,00
Colegial					
1981	2,87	0,27	0,31	0,00	0,00
1990	3,67	0,42	0,76	0,00	0,00
Ginásio Comp.					
1981	2,40	0,37	0,44	0,00	0,13
1990	2,98	0,75	0,70	0,67	0,09
Ginásio Inc.					
1981	7,78	1,76	1,89	1,03	1,05
1990	9,69	2,85	3,36	0,00	1,60
Primário Comp.					
1981	13,92	5,29	5,50	4,10	3,65
1990	10,89	7,27	6,07	5,65	6,39
Primário Inc.					
1981	36,92	29,40	27,61	26,30	23,16
1990	29,22	27,08	24,34	29,55	24,26
Sem instr/< 1 ano					
1981	33,93	62,86	64,19	68,58	72,01
1990	41,13	61,60	64,67	64,12	67,66
Total					
1981	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1990	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(1) Pessoas com rendimento de todos os trabalhos positivo, com 15 anos ou mais, trabalhando 20 horas ou mais por semana

APÊNDICE 13

Página

Tabela A13.1 - Resultados da decomposição dinâmica para Sexo, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% de variação da Redundância — DR)	353
Tabela A13.2 - Resultados da decomposição dinâmica para Sexo, no período 1981-1990: Brasil e regiões (% de variação no L de Theil — DL)	353

Tabela A13.1-Resultados da decomposição dinâmica para Sexo, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação na Redundância- ΔR).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	- 0,07	0,39	0,32	99,68
São Paulo	- 0,56	1,62	1,06	98,95
R. Sul	-15,63	- 18,61	- 34,24	134,25
R. Sudeste	2,72	6,42	9,14	90,86
R. C.-Oeste	0,08	- 0,91	- 0,83	100,83
R. Nordeste	- 5,91	6,97	1,06	98,94

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

Tabela A13.2 - Resultados da decomposição dinâmica para Sexo, no período 1981-1990: Brasil e regiões⁽¹⁾ (% da variação no L de Theil- ΔL).

Local	Efeito Composição	Efeito Renda	Contribuição Bruta	Efeito Interno
Brasil	- 0,22	1,12	0,90	99,11
São Paulo	- 1,20	3,88	2,68	97,32
R. Sul	- 3,28	- 4,67	- 7,95	107,95
R. Sudeste	1,87	9,03	10,90	89,11
R. C.-Oeste	1,29	- 1,81	- 0,52	100,52
R. Nordeste ⁽²⁾	- 0,96	- 9,15	- 10,11	100,11

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

(2) Os valores registrados na tabela referem-se ao período 1981-1989. Os resultados numéricos do período 1981-1990 foram desconsiderados em função da variação da desigualdade ser muito pequena nessa região