



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
Instituto de Economia

**“Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura
brasileira, 1992-2008”**

Régis Borges de Oliveira

Dissertação de Mestrado apresentada ao Instituto de Economia da UNICAMP para obtenção do título de **Mestre em Desenvolvimento Econômico**, área de concentração: Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente, sob a orientação do **Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann**.

*Este exemplar corresponde ao original da tese defendida por **Régis Borges de Oliveira**, em 24/02/2010 e orientada pelo Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann.*

CPG, 24/02/2010.

A handwritten signature in black ink, reading "Rodolfo Hoffmann", is written over a horizontal line. The signature is fluid and cursive.

Campinas, 2010

**Ficha Catalográfica elaborada pela Biblioteca
do Instituto de Economia/UNICAMP**

	Oliveira, Régis Borges de.
OL4d	Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008/ Régis Borges de Oliveira – Campinas, SP: [s.n.]. 2010.
	Orientador: Rodolfo Hoffmann. Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia.
	1. Renda – Distribuição. 2. Salário mínimo. 3. Trabalhadores rurais. I. Hoffmann, Rodolfo. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. III. Título.
	10-021-BIE

Título em Inglês: Income inequality between the employees in Brazilian agriculture, 1992-2008

Keywords: Income inequality; Minimum wage; Agricultural workers

Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente

Titulação: Mestre em Desenvolvimento Econômico

Banca examinadora: Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann
Prof. Dr. Alexandre Gori Maia
Prof. Dr. Otavio Valentim Balsadi

Data da defesa: 24-02-2010

Programa de Pós-Graduação: Desenvolvimento Econômico

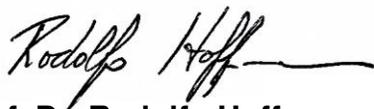
Dissertação de Mestrado

Aluno: **RÉGIS BORGES DE OLIVEIRA**

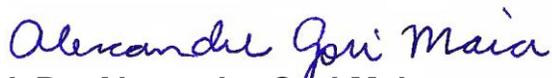
**“Desigualdade de rendimentos entre os empregados na
agricultura brasileira, 1992-2008”**

Defendida em 24 / 02 / 2010

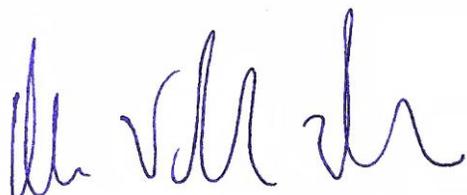
COMISSÃO JULGADORA



Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann
Instituto de Economia / UNICAMP



Prof. Dr. Alexandre Gori Maia
Instituto de Economia / UNICAMP



Prof. Dr. Otavio Valentim Balsadi
EMBRAPA / Brasília.

*Aos meus pais Gerson e Maria
Zélia, com admiração.*

AGRADECIMENTOS

Agradecer nominalmente cada um que, da sua maneira, colaborou para a finalização deste trabalho seria enfadonho, porém algumas pessoas devem ser citadas.

Meus sinceros agradecimentos ao Prof. Rodolfo Hoffmann pela presteza e cuidadosa orientação acadêmica, pela paciência e leitura crítica das versões preliminares deste trabalho, pelo rigor e o aprendizado imensurável. Aos professores Alexandre Gori Maia e José Maria da Silveira pela leitura atenta e comentários feitos no exame de qualificação e ao pesquisador Otávio Balsadi por ter aceito o convite de participar da banca de defesa desta dissertação.

Agradeço também a todos os professores do IE/UNICAMP que direta ou indiretamente contribuíram para a elaboração desta dissertação, em especial aos professores Pedro Ramos, Wilson Cano, Fernando Macedo e José Dari Krein.

Não poderia deixar de agradecer o amigo e professor Carlos Nascimento (IE/UFU) pela amizade e constante estímulo acadêmico.

Registro minha gratidão aos meus familiares pelo apoio incondicional. Meu pai Gerson Oliveira, minha mãe Maria Zélia e meu irmão Gerson Jr.

Agradeço aos meus amigos e colegas do IE por tornar esta jornada menos exaustiva e repleta de momentos agradáveis. Minha gratidão especial aos amigos: Pedro Henrique, Marcílio, José Herrera, Humberto Lima, Marcos Vinícius, Sebastião Cunha, Luciano Mattos, Petterson e muito outros que tiveram igual importância nessa jornada.

A todos os funcionários do IE, pela gentileza e atenção, em especial à Marinete, Cida, Fátima, Vinícius e Pedro.

Agradeço à Samantha pelo carinho, paciência e dedicação, muito obrigado.

Ao CNPq pelo auxílio financeiro, viabilizando este trabalho.

“Nenhuma sociedade pode ser florescente e feliz, se a grande maioria de seus membros forem pobres e miseráveis. Além disso, manda a justiça que aqueles que alimentam, vestem e dão alojamento ao corpo inteiro da nação, tenham uma participação tal na produção de seu próprio trabalho, que eles mesmos possam ter mais do que alimentação, roupa e moradia apenas sofrível.” (Smith, 1985, v.1, p. 101).

RESUMO

Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008.

Utilizando os dados da PNAD, o trabalho analisa a distribuição de rendimentos entre os empregados temporários e permanentes e com e sem carteira de trabalho na agricultura brasileira, de 1992 a 2008. Primeiramente são discutidos os principais condicionantes dos rendimentos dos empregados agrícolas, com atenção especial para a política de valorização do salário mínimo real. Além de chamar a atenção para os determinantes clássicos da desigualdade da distribuição dos rendimentos, foi encontrado que o salário mínimo afeta de maneira distinta os rendimentos das diferentes categorias de empregados agrícolas, tendo efeitos mais positivos sobre os rendimentos dos trabalhadores do segmento mais estruturado do mercado de trabalho (permanentes e com carteira). Por meio da decomposição das medidas de desigualdade utilizadas no trabalho, foi mensurada a contribuição da situação do empregado (permanente ou temporário e com ou sem carteira de trabalho) para a desigualdade total entre estes. Os resultados obtidos revelaram a importância da carteira de trabalho na conformação dos rendimentos dos empregados agrícolas, verificando-se que a diferença de remuneração associada à posse da carteira de trabalho é maior do que a diferença entre trabalhadores permanentes e temporários. Por fim, ajustando equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira pôde-se perceber o efeito de diversas variáveis sobre o rendimento desses empregados. As equações ajustadas ratificam a necessidade de disseminação de relações de trabalho formais na agricultura, bem como de maior fiscalização do trabalho na agricultura brasileira.

Palavras-chave: Desigualdade de rendimentos, salário mínimo, empregados, agricultura.

ABSTRACT

Income inequality between employees in Brazilian agriculture, 1992-2008

Using PNAD data, the paper analyses the income distribution between temporary and permanent workers and those with or without formal employment relationship in Brazilian agriculture, from 1992 to 2008. Firstly, the paper discusses the main factors affecting the agriculture employee's income, giving special attention to the policy that valorizes the real minimum wage. Besides highlighting the classical determinants of inequality income distribution, it was found that the minimum wage affects distinctively the different agriculture employment categories, with positive effects to workers participating of a more structured labour market (permanent workers and with formal employment relationship). By decomposing the inequality indicators used in the paper, the contribution of the employment categories (permanent employment or temporary and with or without formal employment relationship) to the total inequality between them was measured. The results revealed the importance of the formal employment relationship for the establishment of the agriculture employee's income, and it was verified that the difference related to the formal employment relationship is bigger than the difference between permanent workers and temporary ones. At last, adjusting income equations for the Brazilian agriculture employees, it was noted the effects of different variables at their income. The adjusted equations confirm the importance of the formal employment relationship in agriculture and the need of a more intense fiscalization over the Brazilian agriculture employment relationships.

Key-words: Income distribution, minimum wage, employees, agriculture.

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS	v
RESUMO	vii
ABSTRACT	viii
LISTA DE TABELAS	xi
LISTA DE GRÁFICOS	xiii
INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO 1 - SALÁRIO MÍNIMO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL ..	3
1.1. <i>Considerações iniciais</i>	3
1.2. <i>O debate acerca dos determinantes da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil</i>	6
1.2.1 <i>Educação e experiência</i>	7
1.2.2 <i>Gênero e cor</i>	9
1.2.3 <i>Carteira de trabalho</i>	10
1.2.4 <i>Localização geográfica</i>	10
1.2.5 <i>Sindicato</i>	11
1.2.6 <i>Posição na Ocupação</i>	12
1.2.7 <i>Setor de atividade</i>	13
1.3. <i>O Salário Mínimo</i>	15
1.4. <i>Considerações finais</i>	22
CAPÍTULO 2 - DESIGUALDADE ENTRE OS EMPREGADOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA, 1992-2008	25
2.1. <i>Considerações iniciais</i>	25
2.2. <i>Base de dados e considerações metodológicas</i>	26
2.2.1 <i>Seleção da amostra</i>	27
2.2.2 <i>As medidas de desigualdade</i>	30
2.3. <i>Evolução das ocupações e do emprego na agricultura brasileira, 1992 – 2008</i>	33
2.3.1 <i>Evolução das ocupações agrícolas</i>	38
2.3.2 <i>Evolução do emprego agrícola</i>	44

2.4. <i>Desigualdade entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008</i>	49
2.4.1. <i>Empregados permanentes e temporários</i>	49
2.4.2. <i>Com e sem carteira de trabalho</i>	59
2.5. <i>Considerações Finais</i>	69
CAPÍTULO 3 - EQUAÇÕES DE RENDIMENTO PARA OS EMPREGADOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA	73
3.1. <i>Considerações iniciais</i>	73
3.2. <i>Procedimentos metodológicos</i>	75
3.3. <i>Os determinantes dos rendimentos dos empregados na agricultura brasileira</i>	78
3.4. <i>Considerações finais</i>	90
CONCLUSÕES	93
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	99

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Medidas de desigualdade e pobreza, por setor de atividade econômica - população economicamente ativa e população ocupada, Brasil, 2008.....	15
Tabela 2. Distribuição das pessoas ocupadas por faixas de rendimento do trabalho principal segundo o setor de atividade econômica, Brasil, 2008.....	22
Tabela 3. Evolução da população e da amostra após a aplicação das restrições, Brasil, 1992-2008	29
Tabela 4. Evolução do número de ocupados em atividades agrícolas, 1992 a 2008, Brasil e Grandes Regiões (1000 pessoas).	39
Tabela 5. Evolução dos ocupados na agricultura brasileira segundo a posição na ocupação, 1992-2008.....	43
Tabela 6. Evolução do número de empregados temporários e permanentes na agricultura brasileira no período de 1992 a 2008.	45
Tabela 7. Percentual de empregados permanentes e de empregados permanentes e temporários com carteira assinada, na agricultura brasileira.....	47
Tabela 8. Rendimento médio e mediano do trabalho principal, razão entre rendimentos médios e valor do salário mínimo real em set./out. de cada ano para empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008. Em R\$ de set.-out./2008.	50
Tabela 9. Medidas de desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho principal para empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.	55
Tabela 10. Desigualdade entre empregados temporários e permanentes, considerando a distribuição do rendimento do trabalho principal dos empregados agrícolas no Brasil, 1992-2008. Medidas de desigualdade entre as categorias e participação na desigualdade total. ..	56
Tabela 11. Escolaridade média dos empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.	57
Tabela 12. Idade média dos empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.....	58
Tabela 13. Média de horas trabalhadas no trabalho principal, empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.	59
Tabela 14. Rendimento médio e mediano do trabalho principal, razão entre rendimentos médios e valor do salário mínimo real em set./out. de cada ano para empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008	60

Tabela 15. Medidas de desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho principal para empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.	65
Tabela 16. Desigualdade entre empregados com e sem carteira de trabalho assinada, considerando a distribuição do rendimento do trabalho principal dos empregados agrícolas no Brasil, 1992-2008. Medidas de desigualdade entre as categorias e participação na desigualdade total.	66
Tabela 17. Escolaridade média dos empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.	67
Tabela 18. Idade média dos empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.	68
Tabela 19. Média de horas trabalhadas no trabalho principal, empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.	69
Tabela 20. Equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira, 2008. ..	81
Tabela 21. Equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira, 2008. ..	83
Tabela 22. Contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados das regressões ajustadas.	85
Tabela 23. Equações de rendimento para os empregados temporários e permanentes na agricultura brasileira, 2008.	87
Tabela 24. Contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados das regressões ajustadas.	90

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Relação entre idade dos trabalhadores e remuneração média do trabalho, 2005..	7
Gráfico 2. Evolução do Salário Mínimo Real, 1945-2008.	18
Gráfico 3. Composição dos empregados na agricultura brasileira entre Permanentes e Temporários, em porcentagem, 1992-2008.	46
Gráfico 4. Evolução do emprego formal na agricultura brasileira segundo as dados da PNAD e da RAIS, 1992-2008.	48
Gráfico 5. Evolução do salário mínimo real, da média e dos quartis da distribuição dos rendimentos dos empregados permanentes na agricultura brasileira, 1992-2008.	51
Gráfico 6. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas permanentes e salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.	52
Gráfico 7. Evolução do salário mínimo real, da média e dos quartis da distribuição dos rendimentos dos empregados temporários na agricultura brasileira, 1992-2008.	53
Gráfico 8. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas temporários e salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.	54
Gráfico 9. Evolução do rendimento médio, salário mínimo real, primeiro quartil, mediana e terceiro quartil da distribuição dos rendimentos dos empregados com carteira na agricultura brasileira, 1992-2008.	61
Gráfico 10. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas com carteira e do salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.	62
Gráfico 11. Evolução do rendimento médio, salário mínimo real, primeiro quartil, mediana e terceiro quartil da distribuição dos rendimentos dos empregados sem carteira na agricultura brasileira, 1992-2008.	63
Gráfico 12. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas sem carteira e salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.	64
Gráfico 13. Estimativa do rendimento médio em função da idade para os empregados permanentes e temporários no Estado de São Paulo e Região Nordeste, 2008.	89

INTRODUÇÃO

A desigualdade da distribuição dos rendimentos é uma das marcas da evolução histórica da economia brasileira. Desde os primórdios da formação econômica do país ela está presente, consubstanciada na concentração fundiária e no regime de trabalho escravo. Diversos mecanismos atuaram no sentido de perpetuar a desigualdade, garantindo antigos e criando novos privilégios para a classe dominante e postergando reformas importantes como, por exemplo, a reforma agrária. No entanto, apesar de reconhecer que grande parcela da desigualdade é explicada por condicionantes históricos estruturais, há uma série de expedientes que podem afetar a distribuição de renda de modo mais imediato. Neste sentido cumpre destacar o papel do salário mínimo, atuando como política distributiva e de combate à pobreza. Nos últimos anos (principalmente a partir de 1996) houve significativa elevação do valor real do salário mínimo, sendo apontado como um dos condicionantes da queda recente da desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

Nos anos recentes, mesmo com esta pronunciada queda da desigualdade (BARROS, FOGUEL e ULYSSEA, 2006 e 2007), o Brasil ainda figura entre os países mais desiguais do mundo. Analisando especificamente o setor agrícola, Hoffmann (2009) e Ney e Hoffmann (2009) destacam que não houve redução da desigualdade entre os empregados ou os ocupados na agricultura brasileira no período recente (1995-2007). É neste contexto que se insere esta dissertação, investigando a distribuição de renda entre os empregados na agricultura no período 1992-2008, procurando responder ao seguinte questionamento: qual o efeito do salário mínimo na desigualdade de rendimentos entre os empregados agrícolas classificados como permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho assinada?

A hipótese central do trabalho foi preliminarmente levantada por Hoffmann (2009). Segundo o autor, o salário mínimo afeta da maneira distinta as diferentes categorias de empregados agrícolas, funcionando como piso salarial para o segmento mais estruturado desse mercado de trabalho (com carteira e permanentes) e, ao mesmo tempo, balizando os rendimentos mais elevados do segmento não estruturado (sem carteira e temporários). Cumpre assim, compreender melhor a interação entre o rendimento/desigualdade entre os empregados na agricultura brasileira e a evolução do salário mínimo real.

Além disso, nos anos recentes houve um movimento de crescente formalização do emprego (tanto agrícola como não agrícola) com impactos significativos sobre a desigualdade de rendimentos. Por esta razão serão analisados os diferenciais de rendimentos oriundos da formalização ou não do emprego agrícola. Espera-se que a diferença entre com e sem carteira seja maior do que a diferença entre empregados permanentes e temporários.

Para tanto, no capítulo 1 será apresentada uma visão geral do debate sobre a distribuição de renda no Brasil, analisando seus principais determinantes. O salário mínimo será analisado de maneira mais detida, por se tratar de um determinante cercado de controvérsias.

No capítulo 2, recorrendo aos dados das PNADs de 1992 a 2008, serão apresentadas informações sobre a evolução da ocupação e, mais especificamente, do emprego na agricultura, além da análise da desigualdade entre os empregados agrícolas segmentados em permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho. Verificar-se-á a existência de correlação entre as medidas de desigualdade utilizadas e a evolução do salário mínimo real, com a finalidade de captar a influência das elevações do valor real do salário mínimo sobre a desigualdade entre os empregados agrícolas ao longo do período estudado.

No capítulo 3, com base nas informações da PNAD de 2008, foram ajustadas equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira. Pretende-se mostrar a importância do vínculo de trabalho formal, tanto para os empregados temporários como para os permanentes, como fator determinante do rendimento. Além disso, diversas variáveis foram incluídas nos modelos de regressão, combinando atributos produtivos e não produtivos dos empregados agrícolas.

Por fim, serão apresentadas as conclusões gerais do trabalho.

CAPÍTULO 1 - SALÁRIO MÍNIMO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL

1.1. Considerações iniciais

Analisar a distribuição dos rendimentos tem sido o objetivo de diversas pesquisas. No Brasil, estes estudos ganharam maiores proporções desde a publicação dos dados dos Censos Demográficos de 1960 e 1970 pelo IBGE. Os trabalhos pioneiros, analisando os dados desse período foram os de Hoffmann e Duarte (1972), Fishlow (1972) e Langoni (1973). Estes três trabalhos têm em comum a constatação de que, entre os anos 1960 e 1970, houve no Brasil um processo generalizado de concentração da renda¹.

O trabalho de Langoni (1973) foi, em grande parte, uma reação às duas primeiras publicações, pelo fato destas atribuírem ao ambiente socioeconômico² proporcionado pelo governo militar a responsabilidade pela concentração da renda naquele período. Já na interpretação deste autor, o processo de concentração da renda observado entre 1960 e 1970 foi consequência do rápido crescimento econômico observado neste íterim.

Sob a matriz de pensamento da Teoria do Capital Humano³, Langoni (1973) atribuiu aos diferenciais de qualificação dos trabalhadores a concentração da renda, pois, com o crescimento econômico e a utilização de novas tecnologias, a demanda por trabalho passou a ser mais sofisticada - no sentido dos profissionais mais qualificados - conferindo a estes trabalhadores melhores salários. Por traz desta matriz teórica está a ideia da qualificação profissional como um investimento do indivíduo, ou melhor, uma escolha individual arvorada no princípio neoclássico de maximização do bem-estar. Sendo assim, à medida que a população fosse se qualificando a desigualdade de rendimentos tenderia a reduzir-se, conformando, portanto, um fenômeno de caráter transitório.

As conclusões de Langoni, mais especificamente a ideia de que as assimetrias educacionais desempenharam papel preponderante no processo de concentração da renda no Brasil naquele período, gerou intenso debate não só no meio acadêmico. Diversos

¹ De acordo com as estimativas de Langoni (1973) o índice de Gini saltou de 0,499 para 0,568 entre os anos de 1960 e 1970 (variação de 13,7%).

² Principalmente as políticas de repressão aos sindicatos, arrocho salarial, etc.

³ Gary Becker e Theodore Schultz foram responsáveis por trabalhos seminais sobre a Teoria do Capital Humano nos anos 60.

estudos tiveram o objetivo de compreender os condicionantes dos diferenciais salariais no Brasil, passando a ser um tema de pesquisa recorrente entre os economistas.

A economia brasileira passou por momentos diferentes nos últimos 30 anos, combinando fases de crescimento, queda e estagnação do produto e, no entanto, o elevado grau de desigualdade da sociedade brasileira se mostrou persistente, não se observando a queda na desigualdade esperada por Langoni (1973). Somente a partir de 2001, conforme destacam Barros, Foguel e Ulyssea (2006 e 2007), houve tendência mais nítida de redução do grau de desigualdade na distribuição de renda no Brasil. Vários fatores contribuíram para esta queda recente e muitos trabalhos têm investigado os principais determinantes imediatos da redução da desigualdade. No geral, dentre os principais determinantes destacam-se: *i*) a elevação da escolaridade média da população – e o subjacente declínio dos diferenciais de renda associados à heterogeneidade educacional; *ii*) a ampliação dos programas de transferência de renda como o Benefício de Prestação Continuada – LOAS, o Programa Bolsa Família, as aposentadorias rurais⁴, etc.; *iii*) o cenário macroeconômico favorável, garantindo relativa estabilidade monetária no período; *iv*) o crescimento econômico; *v*) e a elevação do valor real do salário mínimo, com acréscimos importantes, notadamente a partir de 1996.

É importante ressaltar que, embora haja vários determinantes para esta pronunciada queda na desigualdade, destaca-se a contribuição da parcela do rendimento advinda do trabalho. Em estudo recente, Hoffmann (2007) concluiu que entre os anos de 2001 e 2005 houve uma redução de 0,0277 no índice de Gini (considerando o rendimento domiciliar *per capita*) sendo que 68,2% dessa redução esteve associada ao rendimento de todos os trabalhos e 20,5% pode ser atribuída ao crescimento das rendas de transferências. Além disso, de acordo com Dedecca (2006), no ano de 2005, em torno 76% da renda total das famílias brasileiras foram provenientes da renda do trabalho (72,7% provenientes do trabalho principal). Sendo assim, já que grande parcela da redução da desigualdade nos

⁴ Não é correto afirmar que aposentadorias e pensões oficiais, em geral, tenham contribuído para reduzir a desigualdade. Hoffmann (2008), analisando o efeito das aposentadorias e pensões oficiais sobre a desigualdade da distribuição da renda no Brasil, constata que a razão de concentração desta parcela da renda domiciliar *per capita* fica superior ao índice de Gini em todo o período analisado (2001-2007), indicando o caráter *regressivo* dessa parcela da renda no Brasil. Ainda neste sentido, vale citar o livro de Nicholson (2007), relatando como a estrutura social e jurídica brasileira vem historicamente privilegiando uma parcela pequena da população, resguardada pela própria constituição, como é o caso das aposentadorias e pensões de parte dos servidores públicos, militares, políticos, etc.

anos recentes se deve à mudanças nos próprios rendimentos do mercado de trabalho, cabe compreender os determinantes deste componente da renda total.

Na literatura especializada⁵ consagraram-se três conjuntos de determinantes da desigualdade dos rendimentos do trabalho. O primeiro deles se refere aos atributos produtivos dos trabalhadores, como a educação e a experiência acumulada. Estas características influenciam a habilidade e a capacidade desenvolvidas pelos indivíduos para o trabalho, de modo que, quanto maior a heterogeneidade do trabalho e o prêmio pago por estes atributos no mercado, maior será a dispersão dos rendimentos oriundos do trabalho. O segundo grupo de determinantes são as características não produtivas dos indivíduos - como o gênero e a cor. Este tipo de discriminação ocorre no mercado de trabalho e tende a privilegiar os homens brancos em detrimento de mulheres brancas e negras e homens negros. E por último, o terceiro conjunto se refere aos fatores institucionais ou conjunturais, incluindo o tipo de vínculo empregatício (formal ou informal), o grau de sindicalização da força de trabalho, a localização geográfica do trabalhador - conferindo particularidades no momento da remuneração da mão-de-obra - o setor da atividade econômica, e a política salarial estabelecida pelo governo, por meio da fixação do salário mínimo (afetando a distribuição dos salários individuais).

Um tema controverso é o efeito do salário mínimo na distribuição dos rendimentos. Nos anos recentes, principalmente a partir de 1996, ocorreram ganhos significativos no valor real do salário mínimo, tornando mais claro seu efeito sobre a desigualdade da distribuição da renda do trabalho⁶. Segundo Cacciamali (2005), o salário mínimo surge para cumprir quatro funções básicas no sistema econômico capitalista: *a*) estabelecer um piso para a determinação de salários; *b*) proteger categorias de trabalhadores mais vulneráveis; *c*) estabelecer normas para que trabalhos iguais tenham a mesma remuneração; e *d*) tornar-se instrumento de política macroeconômica. Contudo, a política de salário mínimo pode afetar de maneira diferente as diversas categorias de trabalhadores, merecendo atenção especial nesse aspecto.

Oliveira (2009) investigou a importância do salário mínimo na determinação da renda dos ocupados agrícolas. A autora constata que há diferenças no que tange ao efeito do

⁵ Ver, por exemplo, Coelho e Corseuil (2002) e Ramos (2007a).

⁶ O salário mínimo também é muito importante como piso de pagamentos previdenciários e do valor do BPC.

salário mínimo entre as categorias de trabalhadores estudadas (permanentes ou temporários, com ou sem carteira, e especializados ou não especializados). Porém, como esse não é o objetivo da sua pesquisa, a autora não mostra como exatamente o salário mínimo afeta estes rendimentos.

Partindo dessas considerações, pretende-se, neste capítulo, fazer uma análise sucinta acerca dos principais determinantes da desigualdade na distribuição de renda no Brasil, com ênfase especial no salário mínimo. Este capítulo é importante como referência para as análises que serão desenvolvidas nos capítulos seguintes, contribuindo com o enriquecimento da interpretação dos resultados. Deste modo, a próxima seção tratará, de forma mais geral, dos determinantes da desigualdade no Brasil.

1.2. O debate acerca dos determinantes da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil

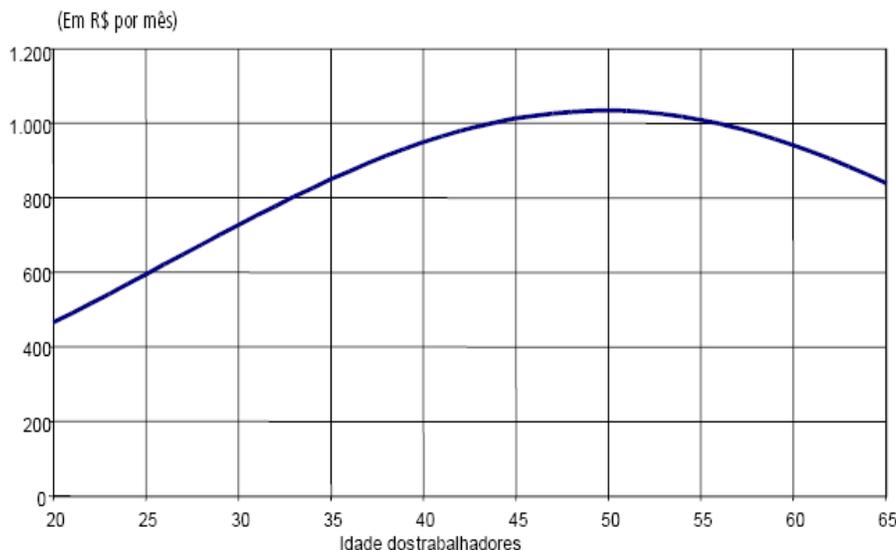
O Brasil é conhecido mundialmente pelo seu elevado grau de concentração da renda e da riqueza. De acordo com o *Human Development Report* (2009), em 2007 o Brasil era o quinto país mais desigual da América Latina, perdendo apenas para o Haiti, Colômbia, Bolívia e Honduras⁷. Embora se reconheça que em grande medida a desigualdade na repartição da renda no Brasil se deve a fatores históricos estruturais, diversas variáveis compõem um arcabouço analítico para compreensão dos diferenciais de rendimentos. Os fatores históricos se relacionam à formação e desenvolvimento do capitalismo brasileiro⁸, com todas as suas características de industrialização tardia, ausência de uma política factível de redistribuição da terra (reforma agrária), êxodo rural abrupto, preservação de antigos e criação de novos privilégios para a classe dominante, elevado grau de dependência externa, etc. Afora os condicionantes históricos, serão apresentados a seguir alguns dos principais condicionantes dos rendimentos oriundos do trabalho.

⁷ Foi usado como critério o índice de Gini. Para o Haiti o valor do índice foi igual a 0,595, para a Colômbia 0,585, para a Bolívia 0,582, Honduras apresentou Gini igual a 0,553 e o Brasil 0,550 (*HUMAN DEVELOPMENT REPORT*, 2009).

⁸ Para compreensão dos determinantes estruturais da distribuição da renda e da riqueza no Brasil ver Furtado, (1972 e 2001) e Guimarães, (1968).

1.2.1 Educação e experiência

No que concerne às características individuais produtivas, destacam-se dois condicionantes consagrados na literatura: a educação e a experiência. Na falta de um indicador mais preciso sobre a qualificação profissional, geralmente os anos de educação formal são utilizados como medida da qualificação do trabalhador. Do mesmo modo, é conferido o papel de variável *proxy* da experiência profissional à idade. Conforme destacam Barros, Franco e Mendonça (2007a), a relação entre idade e renda dos trabalhadores assume a forma de “U invertido”, com rendimentos crescentes até por volta dos 50 anos de idade, declinando a partir de então. O Gráfico 1, ilustra esta relação entre idade e rendimento médio do trabalho, evidenciando que os primeiros anos de experiência são os que têm mais impacto sobre os salários. Coelho e Corseuil (2002) analisam os diferenciais salariais no Brasil e seus determinantes. Os autores destacam que o tempo de experiência pode ainda ser desagregado em experiência no emprego atual e experiência de trabalho, assim como a educação pode abranger tanto a escolaridade como qualquer outro tipo de treinamento (COELHO e CORSEUIL, 2002, p. 2).



Fonte: Barros, Franco e Mendonça (2007), com base na PNAD de 2005.

Gráfico 1. Relação entre idade dos trabalhadores e remuneração média do trabalho, 2005.

No caso da educação, a relação assume forma mais complexa. A educação afeta a distribuição de renda conforme o prêmio pago pelo seu diferencial no mercado de trabalho. Assim, quanto maior a desigualdade educacional e o prêmio associado aos níveis mais

elevados de escolaridade, maior será a dispersão dos rendimentos por escolaridade. Ney (2002) e Ney e Hoffmann (2003) investigaram o papel do capital físico e do capital humano na conformação da renda na agricultura. Os autores procuraram mostrar que a influência da escolaridade sobre a renda está usualmente superestimada nas equações de rendimento ajustadas para o setor agrícola, demais setores de atividade e para a economia brasileira como um todo, porque elas não incluem nenhuma medida apropriada para o capital físico. Não se deve subestimar a influência do capital físico sobre a desigualdade, mas cabe reconhecer que a educação é um dos principais determinantes dos rendimentos individuais⁹ e as políticas de expansão do ensino, aliadas à redução da heterogeneidade educacional, representam um instrumento bastante eficaz no combate à desigualdade e pobreza no Brasil. Nesse sentido, sabe-se que a escolaridade média da população vem aumentando com o decorrer dos anos. De acordo com Menezes-Filho *et al.* (2007), a média de escolaridade das pessoas ocupadas no Brasil era de 4,33 anos em 1977, saltando para 7,61 em 2004. Na agricultura também ocorre aumento da média dos anos de estudo, porém, não na mesma intensidade.

Hoffmann e Ney (2004), ao estudarem o perfil educacional das pessoas ocupadas na agricultura, indústria e serviços, constatam que a menor escolaridade média ao longo dos anos pesquisados é a do setor agrícola, que sai de 2,3 em 1992 para 3 anos em 2002. Na indústria, em 1992, a escolaridade média era de 5,6 anos, saltando para 6,9 em 2002. Nos mesmos anos, a média de anos de estudo dos ocupados no setor de serviços foi de 6,9 e 8,3 anos. No caso específico do setor agrícola, ainda segundo Hoffmann e Ney (2004), apesar de ser menos sofisticado e dinâmico, demandando mão-de-obra menos qualificada que os demais setores da economia, parte considerável da diferença de escolaridade entre os ocupados no setor primário e os ocupados no secundário e terciário resulta de uma grande desigualdade de oportunidade educacional desfavorável aos agricultores.

Esses determinantes da produtividade do trabalho - educação e experiência - são os principais pilares da Teoria do Capital Humano. Arvorada nos pressupostos neoclássicos de funcionamento dos mercados, esta teoria supõe que a produtividade do trabalho é fruto de uma decisão de investimento microeconômica por parte do trabalhador, e é esta

⁹ Conforme Ferreira e Barros (1999); Ferreira *et al.* (2006); Menezes-Filho *et al.* (2006); Barros *et al.* (2002 e 2007b); Ramos (2007).

produtividade que determina os salários. Por seu turno, a produtividade está relacionada às qualidades ou características naturais dos indivíduos e/ou às habilidades adquiridas. Apesar disso, percebe-se que ocorrem níveis elevados de dispersão salarial mesmo entre trabalhadores com grau de qualificação semelhante. Assim, além de compreender os aspectos tipicamente produtivos que diferenciam os trabalhadores e seus rendimentos, cumpre investigar os atributos não produtivos que também exercem influência sobre a renda do trabalho.

1.2.2. Gênero e cor

A desigualdade de rendimentos associada às características de gênero e cor aparece recorrentemente, nos estudos sobre os condicionantes da distribuição de renda. Historicamente há uma tendência de discriminação contra mulheres e negros no Brasil, consubstanciada em menores oportunidades e rendimentos para esta parcela da população. A discriminação pela cor afeta duplamente os rendimentos individuais. Numa primeira dimensão, pois a desigualdade de oportunidades é transferida para o mercado de trabalho e, no Brasil, os negros possuem piores indicadores educacionais, apresentando menor escolaridade média e maior taxa de analfabetismo que os brancos. (SOARES *et al.*, 2007). E, por ser o desempenho educacional uma das variáveis chaves para determinação dos rendimentos no mercado de trabalho, a população negra possui menores chances de se empregar com melhores salários, reafirmando as diferenças de rendimento.

Barros, Franco e Mendonça (2007b) constataram que houve redução nos diferenciais salariais associados ao gênero e à cor. Segundo os autores, em 2005, homens com as mesmas características observáveis e inseridos no mesmo segmento do mercado de trabalho que as mulheres recebiam uma remuneração, em média, 56% maior, sendo que em 1995 este diferencial era de 66,3%. Analisando os diferenciais por cor, os autores observaram também elevado grau de discriminação, porém muito inferior ao correspondente diferencial por gênero. Em 2005, brancos com as mesmas características observáveis e inseridos no mesmo segmento do mercado de trabalho que os negros recebiam remuneração aproximadamente 11% maior (em 1995, este diferencial era de 12,2%).

Além dos atributos produtivos e não produtivos associados às diferenças salariais existem ainda condicionantes institucionais ou estruturais. Para fins deste trabalho, destaca-se o impacto da formalização do trabalho, da região geográfica, da posição na ocupação, do setor da atividade econômica, do grau de sindicalização e, por último, os efeitos da política de valorização do salário mínimo real.

1.2.3. Carteira de trabalho

Quanto à formalização do trabalho, é consenso que os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, além dos benefícios subjacentes à formalização, recebem em média melhores salários que os empregados sem vínculo de trabalho formal. Esta questão parece estar relacionada com a exigência profissional dos postos de trabalho. Coelho e Corseuil (2002) enfatizam que nos postos de trabalho não registrados o nível de qualificação exigido é menor, comparativamente aos postos de trabalho regulamentados. Barros, Franco e Mendonça (2007b) evidenciam que os empregados informais recebem remunerações 40% inferiores às dos trabalhadores formalizados, ressaltando ainda que, entre 2001 e 2005, o diferencial entre formais e informais sofreu acréscimo de 4 pontos percentuais, destacando que a evolução da segmentação formal-informal não está entre os fatores que contribuíram para a queda recente da desigualdade no Brasil.

1.2.4. Localização geográfica

Fruto do desenvolvimento e da ocupação desigual do território nacional constatam-se fortes diferenças de rendimento associadas à localização geográfica do trabalhador. Cumpre destacar que a configuração do território tem relação direta com a formação das estruturas sociais e, portanto, com os diferenciais de remuneração por região. Conforme destaca Maia (2009, p.54), “(...) *assim como os condicionantes históricos, culturais e ambientais influenciam o grau de desenvolvimento socioeconômico de uma região, os diferentes estágios de desenvolvimento regional determinam distintas estruturas sociais, exercendo papel fundamental na distribuição geográfica da população e, portanto, na configuração espacial da sociedade*”, impactando por seu turno a distribuição dos rendimentos. Assim, o nível de desenvolvimento regional condiciona a estrutura social e

ocupacional da sociedade, com impactos diretos sobre o mercado de trabalho e a desigualdade de rendimentos.

Os estudos que consideram esta dimensão apontam sempre piores condições para os trabalhadores da Região Norte e Nordeste do país, em comparação com os trabalhadores das regiões Centro-Sul. No caso específico do setor agrícola, as regiões de agricultura mais desenvolvida, em média, pagam melhores salários aos trabalhadores. O processo de modernização da agricultura, acelerado a partir da década de 1960, na medida em que privilegiou os estratos de agricultores mais capitalizados de médio e grande porte e localizados fundamentalmente na região Centro-Sul do país, agiu no sentido de ampliar essas disparidades regionais.

1.2.5. Sindicato

O poder de barganha dos trabalhadores, consubstanciado na organização sindical, também exerce influência sobre os rendimentos do trabalho. Entre 1960 e 1970, período de extraordinária concentração da renda no Brasil, Hoffmann e Duarte (1972) e Fishlow (1974), atribuíam - dentre outras ações do governo militar - à política de desmonte dos sindicatos o aumento da desigualdade. Historicamente, os sindicatos foram responsáveis por diversas conquistas trabalhistas, envolvendo propostas de negociações salariais, melhores condições de trabalhos (jornadas de trabalho, pagamento de hora extra, etc.), afetando diretamente os rendimentos do trabalho.

É certo que nos anos recentes, mesmo após a redemocratização, os sindicatos passaram por profundas mudanças, inclusive com inflexão da agenda de lutas, buscando a preservação dos postos de trabalho já existentes. Utilizando os dados da PNAD dos anos de 1992 e 1995, Arbache e Carneiro (1999) ajustaram uma equação de rendimentos a fim de estimar a relação entre rendimento do trabalho e a sindicalização do trabalhador. O resultado encontrado foi que, em 1992, os trabalhadores sindicalizados recebiam rendimentos 11,3% superiores aos não sindicalizados, sendo que em 1995 esta diferença caiu para 6,7%, ainda a favor dos sindicalizados.

1.2.6 Posição na Ocupação

Recorrentemente a variável posição na ocupação¹⁰ (empregado, conta própria, empregador) é utilizada como um dos determinantes dos rendimentos do trabalho. Na maioria dos casos é usada como variável *proxy* para as diferenças na propriedade ou acesso ao capital físico. Langoni (1973) ajustou regressões incluindo a posição na ocupação como variável explanatória do modelo de determinação da renda. Segundo o autor, há um significativo aumento da renda associado à categoria dos empregadores, porém, menor do que aquele associado aos níveis mais elevados de educação. Afora os resultados encontrados por Langoni (1973), é importante destacar que, com exceção do setor agrícola, onde quem é empregador, geralmente é de fato proprietário de terras¹¹ (e, portanto, de capital físico), nos demais setores de atividade esta aproximação não ocorre necessariamente. Eventualmente, os proprietários de grande volume de ações de empresas e estabelecimentos comerciais se declaram empregados (gerentes, diretores, etc.), tornando imprecisa a captação do capital físico por meio da posição na ocupação.

Ramos (1993) também aponta para a posição na ocupação enquanto *proxy* para a determinação da posse de capital físico. Para o autor, embora não se revele muito importante para a explicação do grau de desigualdade em um instante do tempo, a posição na ocupação é bastante correlacionada com mudanças observadas na distribuição dos rendimentos ao longo do tempo. Importa frisar que nos resultados encontrados pelo autor “as alterações relacionadas à posição na ocupação, tanto em termos da distribuição da força de trabalho quanto em termos das rendas relativas de suas categorias, sobrepuseram-se àquelas associadas à educação no que se refere a sua relevância para a evolução da desigualdade entre 1977 e 1985” (RAMOS, 1993, p. 69).

¹⁰ Segundo o IBGE são consideradas oito posições na ocupação: empregado; trabalhador doméstico; conta própria; empregador; trabalhador não remunerado membro da unidade domiciliar; outro trabalhador não remunerado; trabalhador na produção para o próprio consumo e; trabalhador na construção para o próprio uso. Nos estudos sobre distribuição de renda, analisando o mercado de trabalho, são consideradas as posições: **empregado, conta própria e empregador.**

¹¹ Para Hoffmann (2007, p. 218) “o fazendeiro, o empresário típico da agricultura, provavelmente se declara como empregador, ao passo que na indústria e nos serviços muitos dos grandes empresários serão classificados como empregados (executivos) das empresas”.

1.2.7. Setor de atividade

O setor de atividade econômica também é fonte de desigualdades salariais. Os setores mais modernos e intensivos em tecnologias tendem a pagar, em média, melhores salários, ao passo que, nos setores mais atrasados, como é o caso de parte da agricultura brasileira, os salários pagos são nitidamente menores. Com base nas informações da PNAD de 2008 e considerando a população economicamente ativa (PEA) com rendimento positivo de todas as fontes, e a população ocupada (PO) com rendimento positivo de todos os trabalhos, a Tabela 1 apresenta algumas estatísticas referentes à segmentação do mercado de trabalho por setor de atividade. Chama a atenção o caso do setor agrícola, que apresenta menor renda média e, para quase todas as medidas, maior grau de desigualdade, comparativamente aos demais setores da economia. O rendimento médio de todos os trabalhos das pessoas ocupadas no setor agrícola, em 2008, era de R\$ 615,00, valor muito inferior à renda média na indústria (R\$ 1035,2) e no setor de serviços (R\$ 1063,9). Como agravante, tem-se que, conforme destacam Ney e Hoffmann (2003), fixada a renda média, a desigualdade de rendimentos na agricultura está associada a um maior nível de pobreza que nos demais setores de atividade. Percebe-se, assim, que o setor de atividade econômica tem grande importância na dispersão salarial, com desvantagens claras para os ocupados agrícolas.

Ainda de acordo com a Tabela 1, percebe-se que há uma diferença de quase 3 milhões de pessoas comparando-se a População Economicamente Ativa (PEA) agrícola com a População Ocupada (PO) agrícola. Isto se deve ao grande número de pessoas classificadas como Economicamente Ativas com rendimento positivo de todas as fontes que não são ocupadas com rendimento positivo de todos os trabalhos. Verifica-se que 24,7% da PEA agrícola (ou seja, 2,987 milhões de pessoas) possuíam rendimento de todos os trabalhos igual a zero. Vale lembrar que no caso da PEA considerou-se o rendimento de todas as fontes, que abarca os rendimentos oriundos de aposentadorias e pensões¹², aluguéis, doações e uma parcela que compreende “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais¹³ e outros rendimentos”.

¹² Tanto as oficiais quando as de outras fontes.

¹³ Os rendimentos oriundos dos programas sociais referem-se, basicamente, ao Programa Bolsa Família e ao Benefício de Prestação Continuada (BPC).

Destacando apenas a PEA agrícola com rendimento positivo de todas as fontes e rendimento de todos os trabalhos igual a zero, constata-se a grande importância das aposentadorias e pensões oficiais e do componente denominado “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos” (pelos valores declarados, pode-se admitir que, no caso do setor agrícola, grande fração deste componente corresponde aos programas sociais, principalmente o Programa Bolsa Família).

Apesar de a Tabela 1 apresentar apenas os dados referentes ao ano de 2008, as mesmas informações/estatísticas foram calculadas para PNADs de anos anteriores. Chamou a atenção o ano de 2007, pois, foram encontradas na amostra observações com rendimentos muito elevados do componente “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos”. Algumas observações da amostra apresentaram rendimento desta parcela superior a R\$2.000,00, sendo que, frequentemente este rendimento foi igual a R\$9.400,00¹⁴ (28,6% das observações). Curiosamente, destrinchando estas informações, verifica-se que a maioria das observações corresponde a pessoas residentes no meio rural da Região Nordeste. É interessante notar que o valor R\$94,00¹⁵ é muito comum entre as pessoas que declararam receber algum rendimento oriundo de “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos”, correspondendo a um valor pago pelo Programa Bolsa Família a uma família de dois filhos (menores de 15 anos) e com renda mensal *per capita* de até R\$60,00 (MDS, 2008). Neste caso, levanta-se a hipótese de que houve alguma falha no momento de digitação dos questionários (ou em outra etapa), distorcendo as informações sobre a parcela do rendimento denominada “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos”, sobretudo na Região Nordeste e, mais precisamente no Estado da Bahia, onde foi encontrada grande parte dessas observações.

¹⁴ Valores como R\$3.000,00, R\$7.600,00 e R\$9.500,00 também apareceram mais de uma vez na amostra.

¹⁵ Os valores R\$76,00 e R\$95,00 também são muito comuns na amostra.

Tabela 1. Medidas de desigualdade e pobreza, por setor de atividade econômica - população economicamente ativa e população ocupada, Brasil, 2008.

Estatística	Setor de Atividade						
	Agrícola		Indústria		Serviços		
	PEA ⁽¹⁾	PO ⁽²⁾	PEA ⁽¹⁾	PO ⁽²⁾	PEA ⁽¹⁾	PO ⁽²⁾	
Nº de pessoas (1000)	12.094	9.112	20.166	20.084	46.017	45.798	
Renda média	625,9	615,0	1035,2	982,0	1140,6	1063,9	
Percentil	10	100	100	300	300	250	200
	20	172	195	415	415	415	406
	25	210	200	450	415	415	415
	40	400	320	600	550	517	500
	50	415	415	665	625	620	600
	75	622	600	1.015	1.000	1.200	1.100
	80	750	700	1.200	1.200	1.400	1.300
	90	1.030	1.000	2.000	1.800	2.300	2.000
	95	1.650	1.726	3.000	3.000	3.500	3.200
99	5.000	5.000	7.000	6.400	8.500	8.000	
% da renda apropriada	(40-)	12,1	11,4	15,1	15,0	12,2	12,3
	(50-)	18,8	17,6	21,1	21,0	17,3	17,4
	(20+)	56,3	57,8	53,3	53,1	58,5	58,4
	(10+)	42,4	44,0	38,7	38,6	42,9	42,7
	(5+)	32,1	33,4	27,3	27,4	30,4	30,3
	(1+)	15,5	15,7	11,0	11,1	12,3	12,3
Índice de	Gini	0,516	0,531	0,463	0,464	0,524	0,524
	T	0,627	0,661	0,462	0,464	0,574	0,576
	L	0,513	0,540	0,380	0,395	0,490	0,498

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio/2008/IBGE.

⁽¹⁾ População economicamente ativa com rendimento positivo de todas as fontes.

⁽²⁾ População ocupada com rendimento positivo de todos os trabalhos.

1.3. O Salário Mínimo

Apesar do caráter estrutural da desigualdade na distribuição de renda, a urgência na obtenção de resultados torna necessário considerar expedientes emergenciais, mesmo que reconhecidamente incapazes de corrigir as distorções de fato responsáveis pela desigualdade. É neste cenário que se insere o salário mínimo, como potencial mecanismo

distributivo, protegendo as categorias de trabalhadores não qualificados e os mais fragilizados na disputa pela barganha salarial.

Os impactos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho são difundidos por meio de dois efeitos. O primeiro denominado “efeito preço”, diz respeito ao papel de piso salarial para o mercado de trabalho formal, estabelecendo um limite mínimo para remuneração dos empregados deste setor, conforme uma jornada de trabalho regular. O segundo efeito, o “efeito farol¹⁶”, teria como resultado o espraiamento da elevação do valor real do salário mínimo, afetando também os empregados do mercado de trabalho informal. Por funcionar como “indexador” dos salários no setor informal, o salário mínimo tem seus impactos amplificados, transcendendo o mercado de trabalho formal. Além disso, o salário mínimo serve como piso previdenciário (garantido pela Constituição de 1988), e indexador dos benefícios assistenciais (fundamentalmente o BPC). Assim, a elevação do valor real do salário mínimo implica em aumento também das transferências do governo.

Aqui, interessa mais de perto o papel do salário mínimo enquanto mecanismo de combate à dispersão salarial e, por consequência, à pobreza. De antemão é importante explicitar que o efeito de variações no valor real do salário mínimo sobre a desigualdade e a pobreza não encontra “lugar comum” na literatura sobre o tema. Embora haja consenso no que tange à sua contribuição para a recente queda da desigualdade na distribuição dos rendimentos, seu potencial distributivo é frequentemente questionado, comparando-o com outras políticas distributivas. Neste sentido, Giambiagi e Franco (2007) e Barros (2007) reforçam a ideia de esgotamento dos efeitos distributivos da política de salário mínimo comparativamente a outros expedientes mais eficazes (segundo os autores) no combate à desigualdade e pobreza¹⁷. Giambiagi e Franco (2007) defendem ainda o congelamento do valor do salário real mínimo na próxima década em favor de políticas mais focalizadas de combate à desigualdade e à pobreza. Sobre esta controvérsia, cumpre destacar que as políticas focalizadas como o Programa Bolsa Família, apresentam impactos mais expressivos sobre a pobreza e a desigualdade no momento de implantação e com a ampliação da cobertura dos programas. Na medida em que parte significativa da população

¹⁶ Conforme Souza e Baltar (1979).

¹⁷ Barros (2007) compara a efetividade do salário mínimo com o Programa Bolsa Família. Para o autor o salário mínimo apresenta uma série de limitações que o impedem de ser amplamente utilizado como política distributiva.

seja contemplada pelos programas focalizados, seu efeito tende a se estabilizar. O que se defende é a atuação conjunta dos programas focalizados com medidas de caráter mais universais no combate à pobreza e desigualdade.

Apesar das divergências teóricas, nos últimos 13 anos o salário mínimo no Brasil apresentou trajetória ascendente, considerando-se a evolução do seu valor real. Paralelamente, observou-se uma tendência de redução da desigualdade na distribuição de renda (considerando o país como um todo), de forma mais modesta na década de 90, e com mais intensidade a partir dos primeiros anos da década atual¹⁸.

O Gráfico 2 apresenta a evolução do valor real do salário mínimo desde meados da década de 1940. Nota-se que a década de 1960 foi marcada pela brutal desvalorização real do mínimo e simultaneamente o Brasil passou por um processo de rápida concentração da renda¹⁹. Durante a década de 1980, a instabilidade macroeconômica e os elevados índices inflacionários tiveram como consequência mais perdas para o valor real do salário mínimo, esvaziando o caráter distributivo das políticas de aumento real do mesmo. Vale dizer que as políticas de valorização do mínimo, enquanto expediente de combate à iniquidade, tendem a ser mais factíveis em contextos de estabilidade monetária e crescimento econômico. Num ambiente de crise e ameaça de hiperinflação (como foi o dos anos 1980), a elevação do valor real do mínimo pode ter efeitos adversos sobre o nível de atividade econômica, o emprego e a inflação. Em situações desse tipo, o salário mínimo é usado como instrumento de política macroeconômica, objetivando a estabilização monetária.

Já no período pós Plano Real, o ambiente macroeconômico de inflação controlada propiciou condições para a retomada do salário mínimo enquanto política redistributiva. Prova disso foi o aumento do seu valor real, notadamente a partir de 1996. Entre os anos de 1996 e 2008 o salário mínimo acumulou um crescimento no seu valor real de 73,5%, (crescimento acima da inflação observada no período).

¹⁸ Segundo Sabóia (2007), a redução da desigualdade na distribuição de renda, nesse período, pode ser comprovada tanto pelos rendimentos do trabalho quanto pelos rendimentos individuais (levando em conta o trabalho e demais rendimentos) em geral, ou, ainda pelo rendimento domiciliar *per capita*. Nas palavras do autor, “(...) o movimento tem sido generalizado, independente do corte utilizado, o que indica seu caráter estrutural”.

¹⁹ Conforme Hoffmann e Duarte (1972), Fishlow (1972, 1973) e Langoni (1973).



Fonte: Ipeadata

Gráfico 2. Evolução do Salário Mínimo Real, 1945-2008.

É importante destacar que, além do efeito esperado, estabelecendo o piso salarial para o mercado de trabalho formal, o salário mínimo vem funcionando como sinalizador dos rendimentos dos empregados no mercado de trabalho informal (efeito “farol”)²⁰. Assim, os empregados sem carteira de trabalho assinada têm seus rendimentos “indexados” parcial ou absolutamente ao valor do salário mínimo. Para Medeiros (2005), parte significativa dos trabalhadores sem carteira de trabalho tem rendimentos próximos ao valor do mínimo, reforçando a ideia de que seu valor serve de “farol” para os salários dos trabalhadores de menor qualificação. Corroborando esta hipótese, o trabalho de Lemos (2002), por meio de diversas simulações estatísticas com base na Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e tomando o período 1982-2000, verificou que elevações no valor real do salário mínimo atuaram no sentido de aumentar os rendimentos mais baixos da distribuição, comprimindo a distribuição dos salários e, portanto, reduzindo a desigualdade dos rendimentos do trabalho²¹. Além disso, a pesquisa mostra que os aumentos no valor do salário mínimo geraram poucas pressões sobre o nível de emprego da economia. O argumento de que um acréscimo no valor real do salário mínimo elevaria o desemprego e o

²⁰ Vale ressaltar que o salário mínimo constitui-se, também, em importante instrumento com capacidade de expandir o mercado consumidor interno.

²¹ A autora conclui que, até certo ponto, o salário mínimo pode ser usado como política de combate à desigualdade e à pobreza no Brasil (LEMOS, 2002, p. 23).

nível de informalidade no mercado de trabalho é frequentemente usado pelos críticos desta política, no entanto, a trajetória recente da economia brasileira mostra que tais elevações não geraram desemprego e nem elevação da informalidade (contrariando este argumento, no período recente, houve aumento do grau de formalização do emprego no país).

Soares (2002) avalia os efeitos do salário mínimo na distribuição dos rendimentos individuais também a partir das informações da PME, no período pós Plano Real. Seus resultados confirmam o que mostrou Lemos (2002), com o salário mínimo desempenhando um importante papel, justamente entre os trabalhadores cuja inserção no mercado de trabalho se dá de modo mais precário, elevando seus rendimentos. Para Dedecca (2006), a política de valorização do salário mínimo real, além de ter contribuído com a queda recente da desigualdade, tende a ter efeitos cumulativos sobre os níveis de renda. Significa dizer que a elevação do seu valor real tem grande potencial enquanto política de combate à desigualdade.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009) encontraram resultados similares analisando o período 1981-1999. Segundo estes autores, entre os anos de 1981 e 1988, a queda do valor real do salário mínimo contribuiu para a elevação da dispersão salarial, explicando parte considerável do aumento da desigualdade salarial. No período 1988-1999, as variações no valor real do salário mínimo foram menores, sugerindo efeitos mais tímidos sobre a distribuição dos rendimentos do trabalho. Além disso, constataram que o aumento do valor real do mínimo teria o efeito de “empurrar a distribuição para a direita e diminuir a sua dispersão” (MENEZES-FILHO; RODRIGUES, 2009, p. 295).

Firpo e Reis (2007) estimaram a contribuição do salário mínimo para a redução da desigualdade entre os anos de 2001 e 2005. De acordo com as estimativas dos autores, os aumentos reais do valor do salário mínimo explicaram de 30% a 60% (a depender da medida de desigualdade utilizada) da queda na desigualdade de distribuição dos rendimentos do trabalho, neste período. Apesar desse resultado favorável, os autores chamam a atenção para a redução do efeito do salário mínimo como elemento indexador na economia em um ambiente macroeconômico de estabilidade monetária, ressaltando que, nos próximos anos, as políticas de aumento do mínimo tendem a produzir efeitos cada vez menos relevantes no combate à pobreza e desigualdade. As afirmações dos autores vão ao sentido contrário do que foi observado na prática, pois, foi justamente no período de

estabilidade monetária (pós-Real) que as elevações do valor real do salário mínimo tiveram efeitos positivos sobre a pobreza e a desigualdade. Em um período de instabilidade monetária (como foi os anos 80 no Brasil) torna-se muito mais complexo o uso do salário mínimo como mecanismo distributivo.

Hoffmann (1998a) investigou a influência do salário mínimo sobre a pobreza e a desigualdade no Brasil, entre os anos de 1979 e 1997. Ajustando equações para captar o efeito do salário mínimo, o autor encontrou resultados coerentes com as diversas pesquisas que mostram que aumentos no salário mínimo contribuem para reduzir a desigualdade e a pobreza.

Apesar destas constatações, constitui-se importante campo de pesquisa o entendimento dos efeitos do salário mínimo sobre os diferentes setores da economia e as diversas categorias de trabalhadores assalariados. Soares (2002) aponta para esta necessidade, destacando a possibilidade de que as reações a aumentos no mínimo sejam diferenciadas segundo o setor e/ou a categoria de ocupação.

Staduto *et al.* (2002), Cunha (2008), Hoffmann e Oliveira (2008) e Oliveira (2009) evidenciaram a importância do salário mínimo como um dos determinantes da desigualdade da distribuição da renda no setor agrícola. Staduto *et al.* (2002) encontram resultados consistentes, mostrando que o salário mínimo teve profunda importância na determinação dos salários agrícolas, no período de 1971-1996, funcionando como indexador desses salários.

Cunha (2008), analisando o período 1981-2005, também chega a conclusões semelhantes. Os coeficientes do salário mínimo em equações de rendimento ajustadas para os empregados agrícolas foram positivos e significativos, indicando reflexos positivos sobre os salários esperados. Hoffmann e Oliveira (2008) destacam a importância dos ganhos reais do salário mínimo nos últimos anos na determinação da renda média dos empregados no setor canavieiro. Segundo os autores, a renda média destes empregados cresceu 32,4% entre 2002 e 2006, percentual muito próximo ao apresentado pelo aumento do salário mínimo real naquele período (30,9%). “Isso sugere que o salário mínimo nacional baliza o comportamento das remunerações de base do mercado de trabalho” (HOFFMANN e OLIVEIRA, 2008, p. 6).

Oliveira (2009) demonstra que o salário dos empregados não especializados no setor agrícola apresenta forte associação com o salário mínimo no período 1992-2007, sendo ainda mais forte esta associação no período 1999-2007, destacando que o salário mínimo tem desempenhado importante papel na determinação dos salários das pessoas ocupadas no setor agrícola.

Todos estes resultados estão de acordo com o que evidencia a literatura para as categorias de trabalhadores não qualificados urbanos, mostrando que o salário mínimo exerce função de ‘farol’ para a determinação do rendimento dos ocupados, afetando, sobretudo, os empregados não qualificados nos estratos de renda mais baixos.

A fim de compreender as diferenciações setoriais na frequência de rendimentos conforme sua posição relativamente ao salário mínimo, a Tabela 2 apresenta a distribuição dos ocupados segundo faixas de rendimento e por setor de atividade econômica no Brasil, em 2008. Nota-se, em primeiro lugar, a elevada proporção de pessoas com declaração de rendimentos inferiores a 1 salário mínimo, correspondendo a 30% (26.257 mil pessoas) do total de ocupados. No setor agrícola, como era de se esperar, este percentual é ainda maior. Neste setor, 34,5% dos ocupados receberam menos de 1 salário mínimo, sendo que 15,8% obtiveram renda inferior a meio salário mínimo²². No setor de serviços também há elevada proporção de ocupados com rendimentos inferiores ao mínimo, representando 32,1% dos ocupados e 31,1% estavam na faixa de rendimento entre um e dois salários mínimos. Na indústria o percentual de pessoas com rendimentos menores ou iguais ao salário mínimo foi de 25,2%. Neste setor observa-se que 40% dos ocupados recebiam entre um e dois salários mínimos, evidenciando a forte concentração dos rendimentos em torno do mínimo.

Outra informação importante é a porcentagem de trabalhadores com rendimento exatamente igual ao valor do SM. Em 2008, ainda segundo a PNAD, cerca de 10,6% dos ocupados apresentaram rendimentos iguais ao mínimo. Nos setores de atividade, a maior frequência do salário mínimo foi nos serviços (12,6%), seguido da indústria (9,2%) e por fim do setor agrícola (6,3%).

²² Baltar (2005) atentou para o fato de existir número significativo de ocupados com rendimentos inferiores [ao baixo] salário mínimo, notadamente na agricultura.

Tabela 2. Distribuição das pessoas ocupadas por faixas de rendimento do trabalho principal segundo o setor de atividade econômica, Brasil, 2008.

Faixas de rendimento	Agrícola		Indústria		Serviços		Total	
	Pessoas (1000)	%						
Até 0,5 SM	2.545	15,8	1.562	2,3	4.974	10,4	9.081	10,7
Mais de 0,5 a 1 SM	3.007	18,7	3.698	7,5	10.471	21,8	17.176	20,2
Mais de 1 a 2 SM	2.318	14,4	8.359	17,7	15.735	32,7	26.412	31,1
Mais de 2 a 3 SM	556	3,5	3.094	40,0	5.813	12,1	9.463	11,1
Mais de 3 a 5 SM	359	2,2	1.943	14,8	4.811	10,0	7.113	8,4
Mais de 5 a 10 SM	177	1,1	967	9,3	2.728	5,7	3.872	4,6
Mais de 10 a 20 SM	76	0,5	370	4,6	974	2,0	1.419	1,7
Acima de 20 SM	30	0,2	99	1,8	329	0,7	459	0,5
Sem declaração	172	1,1	320	0,5	862	1,8	1.354	1,6
Sem rendimento	6.861	42,6	488	1,5	1.362	2,8	8.710	10,2
TOTAL	16.100	100,0	20.900	100,0	48.060	100,0	85.060	100,0

Fonte: PNAD 2008.

*Exclui pessoas ocupadas em “outras atividades mal definidas”.

Nota: Valor do salário mínimo entre setembro e outubro de 2008: R\$415,00.

1.4. Considerações finais

Este capítulo fez uma breve revisão do debate sobre a desigualdade na distribuição de renda no Brasil e seus principais determinantes. Procurou-se mostrar as diferentes interpretações do aumento da concentração de renda no Brasil entre os anos 60 e 70 e, a partir daí, apresentar o debate mais atual sobre a questão distributiva. Na medida em que o passar dos anos deixou claro que o problema da concentração de renda no Brasil não decorre fundamentalmente da disparidade entre crescimento econômico e grau de qualificação da força de trabalho, outros determinantes foram incorporados na tentativa de explicar a desigualdade de rendimentos entre os indivíduos com as mesmas características produtivas. Percebe-se que a desigualdade, embora tenha raízes históricas, é o resultado de uma conjunção de fatores, envolvendo atributos pessoais e estruturais, relacionados ao próprio mercado de trabalho e/ou ao contexto macroeconômico.

Dentre os determinantes, deu-se atenção especial ao salário mínimo, por entender que nos últimos anos esta política tem desempenhado importante papel na conformação da renda, principalmente dos trabalhadores não qualificados. Assim, apesar dos vários estudos

mencionados, ainda há muito que se investigar no que diz respeito aos efeitos do salário mínimo, atentando para as diferenciações entre os setores de atividade e as diversas categorias de trabalhadores.

No caso do setor agrícola, além da renda média muito abaixo do observado para a economia como um todo, este setor ainda retém parcela importante da população ocupada e da população com baixos níveis de qualificação. Os maiores níveis de desigualdade estão associados à maior pobreza no setor. Chama a atenção a quantidade de trabalhadores com rendimento abaixo de um salário mínimo e o contingente de pessoas sem rendimento algum.

Afora estas considerações mais gerais sobre os potenciais efeitos distributivos do salário mínimo, é importante compreender que sua institucionalização deve-se pautar na proteção dos empregados dos segmentos mais fragilizados do mercado de trabalho assalariado, conferindo-lhes uma renda mínima capaz de garantir a reprodução do trabalhador e de sua família²³. Proteger as categorias de trabalhadores mais vulneráveis e estabelecer um piso mínimo para remuneração dos trabalhadores com baixa qualificação é imprescindível em uma economia capitalista subdesenvolvida com oferta excedente de mão-de-obra e baixa qualificação. Cabe lembrar que o salário mínimo é um dos instrumentos que o Estado dispõe, cujo impacto pode ter resultados mais imediatos (assim como as políticas de transferência de renda) no combate à desigualdade de rendimentos. É certo que tratar da desigualdade na distribuição de renda demanda um esforço maior, incorporando outras questões além da dispersão dos salários, que é apenas uma das facetas da desigualdade da distribuição dos rendimentos. Porém, os rendimentos oriundos do trabalho representam a parcela mais importante da renda das famílias brasileiras.

²³ Nas palavras de Adam Smith, “Um homem tem sempre de viver do seu trabalho, e o salário que recebe tem, pelo menos, de ser suficiente para o manter. Tem mesmo, na maior parte dos casos, de ir um pouco além disso, de outro modo ser-lhe-ia impossível manter uma família e a raça de tais trabalhadores não perduraria para além da primeira geração” (SMITH, 1985, v.1 p. 93-94).

CAPÍTULO 2 - DESIGUALDADE ENTRE OS EMPREGADOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA, 1992-2008.

2.1 Considerações iniciais

Neste capítulo será analisada a evolução da desigualdade na distribuição de renda entre os empregados agrícolas no período 1992-2008, classificando-os como permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho assinada. O objetivo central é destacar o efeito do salário mínimo real na determinação destes salários, afetando, por consequência, a desigualdade entre os empregados na agricultura brasileira.

Verificou-se no capítulo anterior que há fortes evidências de que a política de elevação do salário mínimo real, nos anos recentes, foi um dos fatores que contribuiu para a queda da desigualdade na distribuição de renda, notadamente a partir de 2001.

Os estudos realizados sobre os efeitos do salário mínimo na distribuição dos rendimentos são controversos, porém, grande parte de literatura consultada enfatiza que o salário mínimo vem afetando principalmente os rendimentos mais baixos, reduzindo a desigualdade da distribuição dos rendimentos. Isso ocorre, pois o salário mínimo além de servir de piso salarial para o mercado de trabalho formal exerce influência também sobre os salários dos trabalhadores do mercado informal (“efeito farol”). Entretanto, cumpre observar como as diferentes categorias de empregados agrícolas reagem a oscilações no valor real do salário mínimo.

Utilizando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE no período de 1992-2008, este capítulo começa investigando a evolução das ocupações, e particularmente do emprego, distinguindo os empregados em permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho assinada, para logo em seguida analisar a desigualdade entre estes empregados.

O objetivo da seção 2.2 é levantar algumas questões metodológicas referentes à seleção da amostra e algumas limitações das informações disponibilizadas pela PNAD. No item 2.3 tratar-se-á da evolução das ocupações e do emprego na agricultura brasileira no período 1992-2008, destacando as transformações por que passou a economia brasileira, particularmente o setor agrícola, e seus impactos sobre a estrutura ocupacional e o emprego. Na seção 2.4 serão apresentadas as informações sobre a desigualdade entre os

empregados agrícolas, comparando os permanentes e temporários e os com e sem carteira de trabalho. Por fim são adicionadas as considerações finais do capítulo.

2.2 Base de dados e considerações metodológicas

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada anualmente²⁴ pelo IBGE, é uma das principais fontes de informações sobre as condições de vida da população brasileira, abrangendo temas como demografia e aspectos sociais, habitação, educação, trabalho e rendimento. Além de subsidiar estudos sobre a distribuição de renda e a pobreza, ela serve de base para interpretação e aprofundamento dos resultados de outras pesquisas realizadas pelo próprio IBGE e outras fontes. Trata-se de um levantamento realizado por meio de uma amostra de domicílios que abrange todo o país, exceção feita à área rural da antiga Região Norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima), incluída na pesquisa somente a partir de 2004.

Apesar da excelente qualidade das informações disponibilizadas pela PNAD, algumas de suas características devem ser mencionadas, pois podem comprometer a análise dos resultados encontrados. Por se tratar de uma pesquisa de autodeclaração, há muitas chances de haver subdeclaração dos rendimentos, principalmente nos estratos de renda mais elevados. Para Hoffmann (2007) a subdeclaração dos rendimentos mais elevados leva à subestimação das medidas de desigualdade da distribuição de renda e das diferenciações regionais do país, sendo importante ressaltar esta característica dos dados. Por outro lado, os dados refletem somente rendas monetárias e pagamentos em espécie, desconsiderando o valor da produção para o autoconsumo, que muitas vezes representa parcela importante da renda real dos pequenos produtores rurais. Assim, corre-se o risco de subestimar a renda real dos estratos mais baixos da distribuição de renda, podendo implicar em superestimação da desigualdade de rendimentos na agricultura (CORRÊA, 1998; HOFFMANN, 2007).

O fato de a coleta dos dados ter como base uma semana específica de referência impossibilita a compreensão dos efeitos da sazonalidade da produção agrícola sobre as

²⁴ A PNAD foi implantada progressivamente no Brasil a partir de 1967 e, desde 1971, tem periodicidade anual, exceção feita aos anos em que se realiza o recenseamento e o ano de 1994, quando ela também não foi realizada.

variáveis estudadas e, apesar de possibilitar diversas análises sobre o mercado de trabalho e suas tendências, não é possível acompanhar a trajetória individual das pessoas ao longo do tempo.

Hoffmann (2007) e Dedecca (2006) atentam para o fato de que a PNAD possui baixa capacidade de levantamento de informações relativas às rendas provenientes da propriedade de ativos. Não há nenhuma medida clara do capital físico das pessoas. No caso específico do setor agrícola este problema é menor, pois, pode-se associar a presença de capital físico à posição na ocupação da pessoa. Conforme destaca Hoffmann (2007), na agricultura geralmente o empregador é proprietário de terras, e, além disso, a partir de 1992 a PNAD disponibiliza os dados referentes à área do empreendimento agrícola, permitindo uma aproximação mínima sobre a questão do capital físico.

Como se pretende tratar da evolução das ocupações e do emprego na agricultura e, mais detalhadamente da desigualdade de rendimentos entre os empregados agrícolas e seus condicionantes no período 1992-2008, cabe destacar as seguintes limitações: *i*) a ausência de informações sobre a área rural dos estados que compunham a antiga Região Norte; *ii*) o fato de a PNAD não permitir o acompanhamento da trajetória das pessoas de forma individualizada; *iii*) a limitação das informações a uma semana específica de referência e; *iv*) a subdeclaração dos rendimentos, particularmente dos mais elevados.

Sobre as informações referentes ao tipo de ocupação cabe destacar que a Classificação Brasileira de Ocupações Domiciliar (CBO-Domiciliar) e a Classificação Nacional de Atividades Econômicas Domiciliar (CNAE-Domiciliar) passaram a ser adotadas para a classificação das ocupações e atividades investigadas a partir da PNAD 2002.

2.2.1 Seleção da amostra

Nos dados que serão apresentados sobre a população ocupada em atividades agrícolas, foram selecionadas as informações individuais das PNADs de 1992 a 2008 para as pessoas com atividade única ou principal na agricultura, desconsiderando os casos onde não houve declaração para a posição na ocupação²⁵. Nas análises regionais foram consideradas seis grandes regiões, a saber: Sul, Sudeste exclusive o Estado de São Paulo

²⁵ Neste caso foram inclusos os ocupados com rendimento nulo ou sem declaração de rendimento.

(MG+ES+RJ), São Paulo, Centro-Oeste, Nordeste e o Norte excluindo-se as áreas rurais dos Estados do AC, AM, AP, PA, RO e RR (para o Estado do Tocantins foram utilizadas as informações referentes às áreas rurais e urbanas).

Para a investigação da desigualdade foram considerados os empregados com atividade única ou principal na agricultura, classificados como permanentes ou temporários²⁶ e com ou sem carteira de trabalho assinada²⁷. Como o objetivo é comparar essas diferentes categorias de empregados, foram excluídas as observações dos empregados sem declaração de carteira que apareceram em alguns anos.

A Tabela 3 apresenta a evolução da amostra após as exclusões mencionadas.

²⁶ Vale citar que, de acordo com o IBGE, as pessoas que eram empregadas em empreendimento do ramo que compreende a agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal, pesca e piscicultura e nos serviços auxiliares deste ramo são classificadas em dois tipos: i) Empregado temporário - quando a duração do contrato ou acordo de trabalho, verbal ou escrito, tivesse um término estabelecido, ainda que pudesse ser renovado; ou ii) Empregado permanente - quando a duração do contrato ou acordo de trabalho, verbal ou escrito, não tivesse um término estabelecido (PNAD, 2008).

²⁷ Os códigos selecionados na PNAD foram: v4709 ou v4809 igual a 1, apenas pessoas empregadas no setor agrícola; v4706 igual a 1 ou 4, para empregados com ou sem carteira de trabalho assinada, respectivamente; v9008 igual a 4 para empregados temporários ou v9008 igual a 2 para empregado permanente na agricultura, silvicultura ou criação de bovinos, bubalinos, caprinos, ovinos ou suínos.

Tabela 3. Evolução da população e da amostra dos ocupados na agricultura após a aplicação das restrições, Brasil, 1992-2008.

Ano	Ocupados ¹	Empregados ²	Permanentes ²	Temporários ²	Com carteira ²	Sem Carteira ²
1992	18.408.090 (35.701)	4.809.897 (9.531)	2.630.782 (5.303)	2.179.115 (4.228)	1.157.489 (2.161)	3.652.408 (7.370)
1993	18.140.994 (34.927)	4.625.555 (9.045)	2.583.863 (5.118)	2.041.692 (3.927)	1.170.019 (2.098)	3.455.536 (6.947)
1995	18.032.662 (34.937)	4.491.036 (8.929)	2.522.193 (5.059)	1.968.843 (3.870)	1.191.601 (2.212)	3.299.435 (6.717)
1996	16.538.471 (31.125)	4.235.546 (8.127)	2.447.726 (4.778)	1.787.820 (3.349)	1.224.937 (2.187)	3.010.609 (5.940)
1997	16.770.184 (32.760)	4.182.876 (8.416)	2.333.325 (4.730)	1.849.551 (3.686)	1.172.190 (2.228)	3.010.686 (6.188)
1998	16.336.677 (31.280)	3.950.326 (7.703)	2.193.450 (4.318)	1.756.876 (3.385)	1.078.326 (2.018)	2.872.000 (5.685)
1999	17.714.513 (33.702)	4.199.843 (8.134)	2.341.304 (4.546)	1.858.539 (3.588)	1.225.695 (2.241)	2.974.148 (5.893)
2001	15.702.961 (31.549)	4.050.737 (8.266)	2.122.821 (4.316)	1.927.916 (3.950)	1.118.960 (2.116)	2.931.777 (6.150)
2002	16.352.517 (33.009)	4.214.162 (8.564)	2.123.746 (4.353)	2.090.416 (4.211)	1.199.800 (2.251)	3.014.362 (6.313)
2003	16.646.851 (33.378)	4.298.412 (8.690)	2.026.021 (4.123)	2.272.391 (4.567)	1.243.329 (2.343)	3.055.083 (6.347)
2004	16.555.164 (33.024)	4.484.288 (8.973)	2.110.942 (4.267)	2.373.346 (4.706)	1.400.349 (2.613)	3.083.939 (6.360)
2005	16.902.895 (34.158)	4.518.900 (9.132)	2.180.434 (4.446)	2.338.466 (4.686)	1.420.787 (2.720)	3.098.113 (6.412)
2006	16.330.553 (32.667)	4.345.830 (8.642)	2.088.889 (4.162)	2.256.941 (4.480)	1.429.475 (2.678)	2.916.355 (5.964)
2007	15.613.676 (29.949)	4.289.811 (8.171)	2.163.634 (4.161)	2.126.177 (4.010)	1.497.260 (2.703)	2.792.551 (5.468)
2008	15.305.457 (28.723)	4.250.035 (7.932)	2.289.897 (4.314)	1.960.138 (3.618)	1.598.147 (2.844)	2.651.888 (5.088)

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Notas: ¹ Inclui observações com rendimento nulo e não declarado e exclui casos sem declaração de posição na ocupação.

² Empregados com rendimento positivo do trabalho principal.

Os valores entre parênteses correspondem ao número de observações das amostras das PNADs.

Considerou-se o rendimento mensal do trabalho principal na semana de referência e o número de horas trabalhadas no trabalho principal. Para o cálculo da escolaridade média, adotou-se o valor de 17 para as pessoas com 15 anos ou mais de escolaridade. Para este

cálculo foram excluídas as observações sem declaração de escolaridade. Portanto, o número de observações utilizado no cálculo da escolaridade média (7.917 em 2008) é um pouco inferior ao número de observações utilizado no cálculo das medidas de desigualdade da distribuição dos rendimentos (7.932 em 2008).

Para tornar os rendimentos comparáveis ao longo do período estudado, estes estão expressos em reais de setembro-outubro²⁸ de 2008, com base no INPC. Optou-se por excluir as observações com rendimento do trabalho principal não declarado ou igual a zero²⁹ para o cálculo das medidas de desigualdade.

Todas as análises estatísticas são ponderadas com base na última versão dos fatores de expansão fornecidos pelo IBGE em 2008³⁰.

2.2.2 As medidas de desigualdade

O índice de Gini

O índice de Gini pode ser calculado de várias formas. Certamente, a mais comum é sua associação com a curva de Lorenz³¹. Ao utilizar os dados da PNAD, é necessário levar em consideração que renda (x_i) de uma pessoa está associada a um peso ou fator de expansão (w_i). Assim, as proporções da população e da renda correspondentes ao i -ésimo elemento da amostra são, respectivamente, $\frac{w_i}{\sum w_i}$ e $\frac{w_i x_i}{\sum w_i x_i}$. Definindo $z_i = \sum_{j=1}^i w_j - \frac{w_i}{2}$, a expressão utilizada no presente trabalho para o cálculo do índice de Gini foi a seguinte (HOFFMANN, 1998b, p. 85):

²⁸ Conforme sugerem Corseuil e Foguel (2002), é mais apropriado utilizar o INPC por meio da média geométrica dos seus valores de setembro e outubro do ano de referência. Tal procedimento justifica-se pelo fato de que parte considerável da população recebe o pagamento no início de outubro e o mês de referência da PNAD é setembro, mais precisamente a última semana deste mês.

²⁹ Além da importância central da variável renda, é importante salientar que, conforme destaca Hoffmann (1998), a medida de desigualdade L de Theil não é definida quando há rendimentos nulos na amostra.

³⁰ O IBGE disponibilizou, em novembro de 2008, as novas projeções populacionais (Brasil, Unidades da Federação e Municípios), com data de referência em 1º de julho de cada ano civil, que incorpora resultados dos parâmetros demográficos calculados com base na contagem de população de 2007. Com as novas projeções de população, fez-se necessária a incorporação destas alterações nos fatores de expansão da amostra da Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios - PNAD. Com isso, a partir da divulgação da PNAD 2008, as estimativas passam a ser calculadas com base nestas novas projeções de população. Estas modificações abrangeram o período de 2001 a 2007, incorporando as novas projeções populacionais (IBGE, 2008).

³¹ Uma análise sobre as diversas possibilidades de cálculo do índice de Gini pode ser encontrada em Hoffmann (1998).

$$G = \frac{2 \sum z_i w_i x_i}{\sum w_i \sum w_i x_i} - 1, \quad (1)$$

Admitindo-se uma população de N pessoas dividida em k grupos e definindo π_h e Y_h como a proporção acumulada da população que se situa no h -ésimo grupo e a proporção da renda total que se situa no h -ésimo grupo, respectivamente, tem-se que:

$$G = G_e + \sum_h \pi_h Y_h G_h + G_s \quad (2)$$

onde G_e representa a desigualdade entre os grupos³², G_h a desigualdade dentro do h -ésimo grupo e G_s é o componente associado à superposição entre grupos. É importante destacar que o índice de Gini não é uma medida de desigualdade aditivamente decomponível. Uma medida de desigualdade é considerada aditivamente decomponível quando a desigualdade total da população é igual à soma de duas parcelas: uma que expressa a desigualdade entre os grupos e outra que expressa a desigualdade dentro desses grupos (sendo esta segunda parcela uma soma ponderada dos valores das desigualdades no interior dos grupos). No caso do índice de Gini há ainda uma parcela da desigualdade total associada com a superposição de renda entre os grupos (G_s). Neste sentido, as medidas T e L de Theil levam vantagem, pois sua decomposição é mais simples, com apenas duas parcelas: uma referente à desigualdade entre grupos e outra que é uma média ponderada dos valores da medida dentro de cada um dos grupos, sendo, portanto, consideradas medidas aditivamente decomponíveis (HOFFMANN, 1998b, p. 81-82 e 110-113).

O T de Theil

³² Para o cálculo do índice de Gini entre grupos (G_e) e do índice de Gini dentro do h -ésimo grupo (G_h)

foram utilizadas, respectivamente, as expressões: $G_e = 1 - \sum_{i=1}^n (\Phi_i + \Phi_{i-1}) \pi_i$ e

$G_h = 1 - \frac{1}{n_h} \sum_i (\Phi_{hi} + \Phi_{hi-1})$, onde Φ corresponde à proporção acumulada da renda.

O índice T de Theil é calculado conforme a expressão:

$$T = \frac{1}{N\mu} \sum_i w_i x_i \log x_i - \log \mu, \text{ com } 0 \leq T \leq \log N \quad (3)$$

onde N é o número de elementos da população ($N = \sum w_i$) e μ é a renda média da população: $\mu = \frac{\sum w_i x_i}{\sum w_i}$.

Agrupando-se as n observações segundo um critério qualquer, tem-se que a medida T pode ser decomposta em duas parcelas: *i*) uma medida de desigualdade entre os grupos formados (T_e) e, *ii*) uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos grupos (T_h):

$$T = T_e + \sum_{h=1}^k Y_h T_h \quad (4)$$

onde k é o número de grupos. A medida de desigualdade entre os grupos é calculada por meio da expressão:

$$T_e = \sum_{h=1}^k Y_h \log \frac{Y_h}{\pi_h} \quad (5)$$

Para o cálculo da desigualdade dentro dos grupos utilizou-se a fórmula:

$$T_h = \frac{1}{n_h \mu_h} \sum_{i=1}^{n_h} w_{hi} x_{hi} \log x_{hi} - \log \mu_h \quad (6)$$

onde n_h e μ_h são, respectivamente, o número de observações e renda média do h -ésimo grupo, w_{hi} é o peso ou fato de expansão associado ao i -ésimo elemento do h -ésimo grupo e x_{hi} é a renda recebida pelo i -ésimo elemento do h -ésimo grupo.

O L de Theil

A medida L de Theil pode ser calculada a partir da seguinte expressão:

$$L = -\frac{1}{N} \sum_i^n w_i \log \frac{x_i}{\mu}, \text{ com } 0 \leq L \leq \infty \quad (7)$$

onde N é o número de elementos da população, w_i é o peso ou fato de expansão associado ao i -ésimo elemento da amostra, x_i é a renda do i -ésimo elemento da amostra e μ é a renda média da população.

Analogamente à medida T , o L também pode ser decomposto em uma medida de desigualdade entre grupos (L_e) e uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos grupos (L_h):

$$L = L_e + \sum_{h=1}^k \pi_h L_h \quad (8)$$

onde, π_h representa a fração da população situada no h -ésimo grupo.

Para o cálculo das medidas de desigualdade entre os grupos e dentro de cada grupo foram utilizadas, respectivamente, as expressões:

$$L_e = \sum_{h=1}^k \pi_h \log \frac{\pi_h}{Y_h} \quad (9)$$

$$L_h = -\frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} w_{hi} \log x_{hi} - \log \mu_h \quad (10)$$

2.3 Evolução das ocupações e do emprego na agricultura brasileira, 1992 – 2008

Nos últimos 30 anos ocorreram importantes transformações na economia brasileira e, particularmente, no setor agrícola. Este período combinou fases de queda, estagnação e elevação do nível de atividade econômica, com reflexos importantes sobre a sociedade e,

notadamente, sobre o mercado de trabalho. Consequências das estratégias macroeconômicas adotadas, do crescente processo de modernização da agricultura e da conjuntura econômica, essas alterações envolveram o aumento da produção e produtividade, a expansão da fronteira agrícola com deslocamento espacial da produção, ampliação de algumas culturas, redução de outras, e uma série de transformações no que concerne ao mercado de trabalho agrícola, como, por exemplo, a redução do número de postos de trabalho na agricultura.

Em suma, a interação desses diversos acontecimentos impactou expressivamente a dinâmica social e econômica, a estrutura produtiva e o mercado de trabalho na agricultura³³ brasileira, suscitando grande debate em torno dessas questões.

Esta seção fará uma análise descritiva do mercado de trabalho agrícola, com o propósito de fornecer alguns elementos importantes para se compreender a desigualdade de rendimentos entre os empregados assalariados na agricultura brasileira. Optou-se por não tratar separadamente os empregados residentes rurais e urbanos, por duas razões. Em primeiro lugar, devido ao foco da pesquisa ser o setor agrícola, mais precisamente os empregados nesse ramo da atividade econômica. Além disso, nos últimos anos muitos trabalhos têm se preocupado com a interação entre o rural e o urbano. Muita atenção foi dada ao crescimento das atividades não agrícolas no meio rural e também o contrário, o crescimento do número de trabalhadores agrícolas com residência urbana. Segundo, por razões metodológicas. Em 2000, o IBGE atualizou a definição das áreas rurais, delimitadas conforme o avanço da urbanização. Em todo recenseamento há mudança na definição de rural, ficando o rural cada vez mais restrito. Sendo assim, o “rural” das PNADs dos anos 2000 é diferente do “rural” dos anos 90. O efeito estatístico de queda vertiginosa da população residente e ocupada nas áreas rurais, gerado pela mudança na definição do espaço rural, pode comprometer as interpretações dos dados ao longo das duas décadas em questão. Conforme alertam Del Grossi e Graziano da Silva (2006), ao desconsiderar a reclassificação do “rural”, a população rural se reduz de 32,6 milhões de pessoas em 1999, para 27,3 milhões de pessoas em 2001, com retração de mais de 5 milhões de pessoas. Neste caso, a maior parcela da redução da população rural se deve à reclassificação da base

³³ No presente trabalho, o termo agricultura indica o conjunto das atividades agrícolas, pecuária, silvicultura, extração vegetal e pesca.

censitária e apenas uma parte se deve à tendência secular de redução da população com residência rural.

A redução da participação da população residente nas áreas rurais e, em particular, da população ocupada nas atividades agrícolas é um traço marcante do processo de desenvolvimento capitalista. Este movimento ocorre, fundamentalmente, por meio do transbordamento dos recorrentes ganhos de produtividade do setor urbano-industrial para a agricultura, tornando a estrutura produtiva cada vez mais intensiva em capital e, portanto, poupadora de mão-de-obra. Esta nova estrutura possibilitou a liberação de força de trabalho para as atividades não agrícola/industriais e a produção de alimentos e insumos para a indústria nascente, garantindo oferta excedente de mão-de-obra e baixos preços dos insumos e alimentos.

A partir da década de 1960, a agricultura brasileira experimentou um rápido crescimento. Assistiu-se à aceleração do processo de modernização da agricultura, consubstanciada na alteração da base técnica de produção e incorporação de novas terras. Esta nova estrutura aumentou a produção e a produtividade do setor agrícola brasileiro, ampliando sua competitividade no mercado externo e ofertando alimentos e matérias primas em grandes quantidades e a baixos custos para o mercado interno. Ao mesmo tempo em que a agricultura se modernizava, tornava-se cada vez mais integrada aos outros setores da economia.

Já nos anos 1980, a agricultura brasileira passou por uma ruptura do seu antigo padrão de crescimento baseado no aporte de recursos e/ou subsídios do governo. Conforme destaca Belik (2007), a partir deste momento, os setores que lograram criar um consenso em torno de objetivos comuns e conseguiram iniciar um processo de reestruturação produtiva foram bem sucedidos. Aliado ao esgotamento do padrão de financiamento público da agricultura assistiu-se, a partir dos anos 1990, a uma maior abertura da economia brasileira ao exterior, tanto do lado das importações como do das exportações. Dessa maneira, ocorreram modificações importantes na estrutura e na organização da produção, culminando em um novo arranjo institucional para a agricultura brasileira. Conforme mostra Ramos (2007, p. 43), neste novo arranjo todos os elos da cadeia, inclusive os produtores agropecuários, estão mais submetidos às recomendações e percepções do varejo. Surgem novas possibilidades de negócios como, por exemplo, a diferenciação de produtos

via certificação de origem e “comércio justo” e a agenda ambiental passa a ser inseparável da ideia de crescimento e desenvolvimento agrícola. Neste sentido, cumpre notar que no caso do Brasil há um impasse, pois parte do agronegócio logra incorporar inovações e ser competitivo sem alterar profundamente as formas antissociais de superexploração da mão-de-obra e dos recursos naturais.

Todas estas transformações afetaram decisivamente o mercado de trabalho agrícola e não agrícola. No primeiro caso o processo de modernização, intensivo em capital, acabou por gerar um excedente ocupacional nas áreas rurais. A incapacidade de realocação dessa força de trabalho “supérflua” e as disparidades do processo de modernização agrícola, afetando de forma distinta as grandes regiões do país, conformaram um mercado de trabalho complexo e heterogêneo, de modo que, compreender o mercado de trabalho agrícola é um passo importante para a investigação da desigualdade de distribuição de renda neste setor (KAGEYAMA, 1997).

No caso do mercado de trabalho não agrícola, em decorrência da retração do número de postos de trabalho na agricultura, grande parte da população migrou para as cidades em busca de melhores condições de vida, tentando se empregar em atividades não agrícolas. A peculiaridade brasileira reside no fato de que, enquanto na maioria dos países desenvolvidos a transição da sociedade tipicamente agrária para a sociedade urbano-industrial ocorreu de forma lenta e gradual, no Brasil, em menos de 30 anos mais de 30 milhões de pessoas deixaram o campo em direção às cidades³⁴. Ao mesmo tempo, observa-se o crescimento no meio rural das ocupações não agrícolas, como forma alternativa, adotada pelas famílias rurais de garantir emprego e renda. O mundo rural brasileiro se tornou mais complexo, e compreender esta diversidade foi o objetivo de diversos estudos³⁵. Existe vasta literatura a respeito do crescimento das atividades não agrícolas no meio rural brasileiro e a combinação destas atividades com as tipicamente agrícolas (processo

³⁴ O fato de a agricultura não empregar o mesmo contingente de mão-de-obra que empregava no passado não é um problema em si. Muitas pessoas deixam o campo em direção às cidades não por que foram expulsas, mas sim em busca de melhores condições de trabalho e de vida. Os salários pagos nas atividades não agrícolas são maiores do que nas atividades agrícolas, e, além disso, nas cidades as pessoas tem acesso a bens e serviços de acesso coletivo, como por exemplo, escolas, hospitais, rede de transporte, etc.

³⁵ Diversos estudos foram realizados sobre esta temática pelo projeto RURBANO do NEA/IE/UNICAMP, cujos resultados encontram-se compilados em sete volumes intitulados de forma genérica por “O Novo Rural Brasileiro” (Campanhola e Graziano da Silva [orgs.], 2000 – 4 vol. –, 2004 – 3 vol.).

chamado de pluriatividade), cabendo citar os trabalhos de Del Grossi (1999), Schneider (1999) e Nascimento (2002 e 2008).

Todo esse processo delineou uma nova configuração para o mercado de trabalho agrícola, com radicais mudanças. A primeira, e mais aparente, é a forte redução do número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas. O novo padrão de desenvolvimento agrícola reordenou a estrutura produtiva do campo, com substituição de algumas culturas, realocação espacial de outras e uma série de alterações que afetaram diretamente a estrutura ocupacional agrícola. A substituição das culturas tradicionais pelas culturas modernas teve significado importante na demanda por mão-de-obra. As voltadas para o mercado interno e de uso intensivo de mão-de-obra perderam espaço para culturas de produtos exportáveis, baseadas no uso intensivo de tecnologias. Além disso, há uma sofisticação na demanda por trabalho, no sentido da qualificação da mão-de-obra, e sabe-se que a agricultura é um dos poucos setores que ainda absorve parte importante da população com baixa qualificação.

Tem-se que o crescimento da agricultura no Brasil ocorreu, fundamentalmente, por meio do aumento da produtividade dos fatores de produção. É importante notar que o fato de ocorrer ganhos de produtividade não implica em necessária redução das relações de assalariamento, que são crescentes no capitalismo. Conforme apontam Gasques *et al.* (2009), entre os anos de 1975 e 2005 houve aumento generalizado da produtividade total dos fatores, notadamente a partir de 1996. De acordo com os autores, o índice de produtividade total dos fatores cresceu 99% entre os anos de 1975 e 2005, com destaque para a produtividade do trabalho. Entre 2000 e 2005 a produtividade do trabalho cresceu 5,81% ao ano, enquanto a terra e o capital cresceram 3,26 e 4,67%, respectivamente. De um lado, o acréscimo na produtividade do trabalho está ligado ao uso de novas tecnologias e, de outro à qualificação da mão-de-obra. A discussão acerca da qualificação da força de trabalho será retomada mais adiante, quando se tratará da determinação da renda dos empregados agrícolas.

2.3.1 Evolução das ocupações agrícolas

A respeito da queda do número de ocupados na agricultura, a Tabela 4 apresenta os dados referentes à evolução da população ocupada³⁶ no setor agrícola por região geográfica. A série de anos analisados pode ser dividida em dois subperíodos: de 1992 a 2001 e de 2001 a 2008, com diferenças marcantes quanto à evolução do número de ocupados segundo as Grandes Regiões. É interessante notar que, à exceção da região Norte (com todas as ressalvas feitas nas observações metodológicas), todas as regiões acumularam elevada queda no número de ocupados agrícolas no subperíodo 1992-2001. A maior queda observada foi no Estado de São Paulo, com redução bruta de 522,6 mil ocupados (-35,5%). As regiões Centro-Oeste, Sul e o conjunto MG+ES+RJ também apresentaram queda expressiva no número de ocupados em atividades agrícolas. No Centro-Oeste a redução foi de 22,2%, seguido do Sul do país (-20,0%) e do conjunto MG+ES+RJ (-19,1%). Estas regiões, juntamente com o Estado de São Paulo representam a parcela mais dinâmica da atividade agrícola brasileira, com elevado grau de modernização/industrialização, amplificando a redução das ocupações neste setor. O Nordeste foi a região que apresentou menor redução no total de ocupados agrícolas (-7,0% no período 1992-2001). Trata-se de uma região menos dinâmica, com predominância da agricultura familiar, por vezes ligada a atividades de subsistência.

Entre os anos de 2001 e 2008, o que se percebe é o arrefecimento do ritmo de queda das ocupações agrícolas em algumas regiões e até mesmo o acréscimo destas ocupações em outras. Dentre as que apresentaram acréscimo no número de ocupados, destaca-se o Estado de São Paulo (8,8%), a região Centro-Oeste (5,2%) e, em um nível inferior, o Nordeste (0,2%). Já nas regiões Sul, Norte e MG+ES+RJ houve queda no número de ocupados, com destaque para o Sul (-12,6%).

³⁶ Para o IBGE, foram classificadas como ocupadas no período de referência especificado (semana de referência ou período de referência de 365 dias ou de menos de 4 anos) as pessoas que tinham trabalho durante todo ou parte desse período. Incluíram-se, ainda como ocupadas as pessoas que não exerceram o trabalho remunerado que tinham no período especificado por motivo de férias, licença, greve etc. (Pnad, 2008).

Tabela 4. Evolução do número de ocupados em atividades agrícolas, 1992 a 2008, Brasil e Grandes Regiões (1000 pessoas).

Ano	Regiões Geográficas						Total
	NE	NO ¹	CO	MG+ES+RJ	SP	SUL	
1992	8.119	470	1.268	3.215	1.473	3.863	18.408
1993	7.914	479	1.302	3.160	1.490	3.796	18.141
1995	8.377	481	1.227	3.015	1.299	3.633	18.031
1996	7.674	472	1.128	2.698	1.290	3.251	16.513
1997	8.184	481	1.139	2.730	1.073	3.161	16.769
1998	7.921	497	1.123	2.617	1.048	3.127	16.334
1999	8.534	538	1.211	3.017	1.177	3.237	17.714
2001	7.552	521	986	2.602	951	3.091	15.703
2002	7.940	523	1.022	2.627	978	3.260	16.351
2003	8.219	561	1.036	2.600	974	3.258	16.647
2004	8.206	582	1.066	2.510	1.013	3.178	16.555
2005	8.467	537	1.108	2.643	1.018	3.129	16.903
2006	8.017	519	1.054	2.683	998	3.059	16.331
2007	7.769	481	1.093	2.436	976	2.858	15.614
2008	7.567	501	1.037	2.466	1.034	2.700	15.305
Var. 1992-2001 (%)	-7,0	10,9	-22,2	-19,1	-35,5	-20,0	-14,7
Var. 2001-2008 (%)	0,2	-3,9	5,2	-5,2	8,8	-12,6	-2,5

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Notas: ¹Exclusive área rural dos Estados do AC, AM, RR, RO, PA e AP.

Foram excluídas as observações sem declaração de posição na ocupação.

O comportamento observado no Estado de São Paulo e no Centro-Oeste pode estar relacionado ao *boom* das lavouras canavieiras³⁷ nos últimos anos. O desenvolvimento da tecnologia dos automóveis bicomustíveis e as exportações brasileiras de etanol podem ter impulsionado a produção de cana-de-açúcar nestas regiões. De acordo com os dados da Produção Agrícola Municipal do IBGE, entre os anos de 2001 e 2008 a quantidade colhida de cana-de-açúcar na região Centro-Oeste cresceu 143,17% e no Estado de São Paulo o acréscimo foi de 94,06%. Mesmo com o processo de mecanização em andamento, parte significativa da colheita é feita normalmente por trabalhadores agrícolas de diversas regiões do país.

Após analisar a evolução das ocupações agrícolas por Grandes Regiões, cabe

³⁷ É certo que, na Região Centro-Oeste, principal fronteira de expansão agrícola do país, houve crescimento significativo das lavouras de soja e da pecuária. Cita-se a cana de açúcar por se tratar de um caso emblemático.

compreender como esta população ocupada se distribui segundo as categorias ocupacionais. O IBGE define onze³⁸ categorias de posição na ocupação. Para fins deste trabalho são relevantes cinco destas onze posições: *i) Empregado* - pessoa que trabalhava para um empregador (pessoa física ou jurídica), geralmente obrigando-se ao cumprimento de uma jornada de trabalho e recebendo em contrapartida uma remuneração em dinheiro, mercadorias, produtos ou benefícios (moradia, comida, roupas etc.); *ii) Conta própria* - pessoa que trabalhava explorando o seu próprio empreendimento, sozinha ou com sócio, sem ter empregado e contando, ou não, com a ajuda de trabalhador não remunerado; *iii) Empregador* - pessoa que trabalhava explorando o seu próprio empreendimento, com pelo menos um empregado; *iv) Trabalhador não remunerado* - pessoa que trabalhava sem remuneração, durante pelo menos uma hora na semana, em ajuda a membro da unidade domiciliar que era: empregado na produção de bens primários (que compreende as atividades da agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal ou mineral, caça, pesca e piscicultura), conta própria ou empregador; e *v) Trabalhador na produção para o próprio consumo* - pessoa que trabalhava, durante pelo menos uma hora na semana, na produção de bens do ramo que compreende as atividades da agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal, pesca e piscicultura, para a própria alimentação de pelo menos um membro da unidade domiciliar.

A Tabela 5 apresenta a evolução da população ocupada no setor agrícola brasileiro segundo a posição na ocupação. Neste caso, a fim de captar a diversidade do mercado de trabalho agrícola, foram considerados todos os ocupados, inclusive os sem declaração de rendimento. Conforme os dados da Tabela 5, o número de empregadores permanece quase inalterado ao longo do período analisado, representado cerca de 3% do total de pessoas ocupadas. No que se refere aos empregados, a análise dos extremos da série (1992 e 2008) revela a redução do número absoluto destes (465,9 mil empregados a menos em 2008). Porém, a participação relativa dos empregados no total dos ocupados apresentou trajetória ascendente a partir de 2001. Em 2008, a categoria dos empregados respondia por cerca de 30% do total de ocupados (contra 25,4% em 1999, ano em que esta participação foi mais

³⁸ As onze posições na ocupação definidas pelo IBGE (por meio da variável v4706) são: Empregado com carteira de trabalho assinada; Militar; Funcionário público estatutário; Outro empregado sem carteira de trabalho assinada; Trabalhador doméstico com carteira de trabalho assinada; Trabalhador doméstico sem carteira de trabalho assinada; Trabalhador por conta própria; Empregador; Trabalhador na produção para o próprio consumo; Trabalhador na construção para o próprio uso; e Trabalhadores não remunerados.

baixa). A parcela dos trabalhadores não remunerados vem diminuindo ao longo dos anos estudados; representavam 27,7% dos ocupados, em 1992, e, em 2008, esse percentual caiu para 17,0%. A participação da categoria dos trabalhadores por conta própria manteve relativa estabilidade ao longo dos anos analisados, sendo 24,6% do total de ocupados em 2008.

Outra evidência importante apontada pelos dados da Tabela 5 é o crescimento, a partir de 2001, dos trabalhadores na produção para o próprio consumo. Em 1992, eles representavam 17,4% do total de ocupados, 18,6% em 2001 e 25,6% dos ocupados em 2008 (neste ano, a cada quatro ocupados, um trabalhava na produção para o próprio consumo). Cabe, no entanto, verificar como se comportou a evolução destes trabalhadores por região do país³⁹. Curiosamente, o crescimento do número de ocupados em atividades voltadas para o próprio consumo no país foi “puxado” fundamentalmente pelas Regiões Norte e Nordeste, onde há maior incidência dos programas de transferência de renda do governo. No Nordeste, entre os anos de 1992 e 2001 houve crescimento de 14,3% no número de trabalhadores na produção para o próprio consumo e, entre 2001 e 2008 estes trabalhadores apresentaram crescimento de 64,6%. Na Região Norte também houve significativo acréscimo no número de trabalhadores na produção para o próprio consumo, sendo que, entre 1992 e 2001 este acréscimo foi pequeno (somente 1,3%), porém, entre 2001 e 2008 o crescimento foi de 36,9%. Vale lembrar que, estes dados para a Região Norte não incluem informações sobre a área rural dos Estados que compunham a antiga Região Norte (AC, AP, AM, RO, RR, PA).

Nas demais regiões do país, de modo geral, a tendência foi de redução da população ocupada na produção para o próprio consumo. Na região Centro Oeste houve redução de 41,7% destes trabalhadores entre 1992 e 2001 e de 34,7% no período mais recente (2001-2008). Analisando o Estado de São Paulo separadamente, constata-se uma queda de 43,5% para o período 1992-2001 e elevação de 5,3% entre 2001 e 2008. O conjunto MG+ES+RJ também apresentou queda nas ocupações destinadas ao próprio consumo no subperíodo 1992-2001 (28,5%) e crescimento entre 2001 e 2008 (8,5%). Por fim, na Região Sul, houve

39 No que diz respeito aos trabalhadores não remunerados, houve queda generalizada no seu número nas distintas regiões do país.

queda de aproximadamente 2% no número de trabalhadores na produção para o próprio consumo nos dois subperíodos analisados.

Estas informações podem sugerir que, parte dos trabalhadores situados nas Regiões Norte e Nordeste do país, por receberem algum tipo de assistência oficial (Programa Bolsa Família, Aposentadorias e pensões rurais, ou Benefício de Prestação Continuada) podem se dedicar às atividades voltadas para o próprio consumo. Foge ao escopo deste trabalho analisar as parcelas da renda dos trabalhadores na produção para o próprio consumo, verificando a incidência ou não dos benefícios assistenciais nesta categoria de trabalhadores.

Afora estes indicadores, é importante destacar que os trabalhadores na produção para o próprio consumo compreendem, segundo o IBGE, “as pessoas que trabalhavam, durante pelo menos uma hora na semana, na produção de bens do ramo que compreende as atividades da agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal, pesca e piscicultura, para a própria alimentação de pelo menos um membro da unidade domiciliar”. Embora este movimento envolvendo os trabalhadores na produção para o próprio consumo revele a heterogeneidade do mercado de trabalho agrícola brasileiro, na agricultura é comum que parte da família se dedique, ao menos uma parte da semana, às pequenas lavouras de subsistência.

Isto revela a realidade da estrutura ocupacional agrícola que, apesar de apresentar proporção significativa de empregados assalariados, mostra que esta categoria não se generalizou neste setor da economia. Além disso, esta característica ocupacional revela também os traços da estrutura produtiva, altamente diferenciada entre as regiões do país. Na Região Nordeste, em 2008, os trabalhadores na produção para o próprio consumo eram mais numerosos, respondendo por 28% dos ocupados na agricultura nordestina. Em segundo lugar estavam os trabalhadores por conta própria (26,5%) e em terceiro os empregados (23,6%). Já no Estado de São Paulo a estrutura ocupacional é radicalmente diferente. Em 2008, os empregados representavam 64,9% do total de ocupados enquanto que as categorias dos trabalhadores por conta própria e para o próprio consumo respondiam por 15,3% e 10,6%, respectivamente. Somente 4,3% dos ocupados eram trabalhadores não remunerados e 4,8% empregadores.

Tabela 5. Evolução dos ocupados na agricultura brasileira segundo a posição na ocupação, 1992-2008.

ANO	Empregados		Conta-própria		Empregador		Prod. Próprio Consumo		Não remunerado		Total*
	Número (1000)	%	Número (1000)	%	Número (1000)	%	Número (1000)	%	Número (1000)	%	
1992	5.039	27,4	4.501	24,5	572	3,1	3.198	17,4	5.097	27,7	18.408
1993	4.907	27,0	4.387	24,2	530	2,9	3.182	17,5	5.135	28,3	18.141
1995	4.758	26,4	4.477	24,8	530	2,9	3.207	17,8	5.058	28,1	18.031
1996	4.491	27,2	4.197	25,4	425	2,6	2.878	17,4	4.523	27,4	16.513
1997	4.433	26,4	4.435	26,4	471	2,8	2.983	17,8	4.448	26,5	16.769
1998	4.186	25,6	4.369	26,7	458	2,8	2.978	18,2	4.342	26,6	16.334
1999	4.498	25,4	4.603	26,0	477	2,7	3.280	18,5	4.857	27,4	17.714
2001	4.291	27,3	4.144	26,4	492	3,1	2.914	18,6	3.861	24,6	15.703
2002	4.483	27,4	4.266	26,1	436	2,7	3.137	19,2	4.029	24,6	16.351
2003	4.592	27,6	4.304	25,9	485	2,9	3.366	20,2	3.901	23,4	16.647
2004	4.736	28,6	4.255	25,7	517	3,1	3.192	19,3	3.855	23,3	16.555
2005	4.769	28,2	4.166	24,6	514	3,0	3.728	22,1	3.726	22,0	16.903
2006	4.613	28,2	4.089	25,0	499	3,1	3.838	23,5	3.293	20,2	16.331
2007	4.581	29,3	3.785	24,2	394	2,5	3.725	23,9	3.129	20,0	15.614
2008	4.574	29,9	3.763	24,6	451	2,9	3.919	25,6	2.599	17,0	15.305
Var. 1992-2001 (%)	-14,8	-	-7,9	-	-14,0	-	-8,9	-	-24,3	-	-14,7
Var. 2001-2008 (%)	6,6	-	-9,2	-	-8,5	-	34,5	-	-32,7	-	-2,5

Fonte: Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios/IBGE.

* Excluída a área rural da antiga região Norte (AC, PA, RR, RO, AP)

Percebe-se que houve arrefecimento da taxa de crescimento do número de empregados agrícolas, notadamente a partir de 1990. É importante frisar que entre as décadas de 1970 e 1980 ocorreu aumento do número de empregados agrícolas. De acordo com Hoffmann (1990), o processo de modernização observado no período 1970-1980 não se caracterizou apenas pelo maior uso de insumos industriais e novas técnicas agrônômicas, mas também pela “modernização” das relações de trabalho, isto é, pelo crescimento da importância relativa das classes típicas do capitalismo: empregados e empregadores. No Brasil, o número de trabalhadores assalariados na agricultura ainda é considerável, e merece atenção especial. Grande parte da literatura sobre mercado de trabalho está preocupada com as áreas urbanas, em função do processo de abertura econômica e reestruturação produtiva, intensificadas a partir dos anos 1990 e que tiveram consequências

mais visíveis sobre a população urbana brasileira. No caso específico da agricultura, as atenções estiveram voltadas para o crescimento das atividades não agrícolas no meio rural, conforme já citado. Recentemente, alguns trabalhos⁴⁰ têm destacado a importância de se estudar o mercado de trabalho agrícola, dado sua representatividade.

Considerando apenas as informações dos ocupados com declaração de rendimento de todos os trabalhos positivo, os dados da PNAD mostram que a categoria dos empregados representa aproximadamente 50% do total de ocupados com algum rendimento. Em 2008, os empregados na agricultura correspondiam a um total de 4,537 milhões de pessoas. Em segundo lugar estão os empregados por conta própria, agregando cerca de 40% dos ocupados (3,636 milhões de pessoas em 2008) e, com pequena participação nesta população encontram-se os empregadores e os trabalhadores não remunerados, com 5% e menos de 1% respectivamente. Exceção feita à categoria dos trabalhadores na produção para o próprio consumo, que apresentou tendência de crescimento ao longo do período estudado, todas as outras apresentaram redução no número de ocupados.

Analisada a evolução do número de ocupados em atividades agrícolas no Brasil, e reconhecendo a importância do peso relativo da categoria dos empregados no total dos ocupados, a próxima seção avaliará a evolução do emprego na agricultura, considerando os empregados classificados como permanentes ou temporários, com ou sem carteira de trabalho assinada.

2.3.2 Evolução do emprego agrícola

A Tabela 6 apresenta a evolução do número de empregados (permanentes e temporários) na agricultura brasileira para o período de 1992 a 2008. No geral, observa-se tendência de redução do número de empregados em atividades agrícolas, porém com algumas diferenciações entre as categorias dos empregados permanentes e empregados temporários. Percebem-se dois períodos distintos na série de anos, de 1992 a 2001 e de 2001 a 2008. No primeiro subperíodo há uma variação negativa de 19,31% no número de empregados permanentes e no mesmo sentido no que tange aos empregados temporários (queda de 11,53%). No entanto, entre os anos de 2001 e 2008 há uma tendência de

⁴⁰ Como por exemplo, Hoffmann (2009), Ney e Hoffmann (2009), Balsadi (2008), Buainain e Dedecca (2009) e Cunha (2008 e 2009).

recuperação do número de empregados, com crescimento maior dos empregados permanentes (7,87%). Os temporários apresentam acréscimo de 1,67% no mesmo período.

É interessante notar que a recuperação do número de empregados permanentes ocorre, de fato, apenas nos 2 últimos anos da série (2007 e 2008), enquanto no caso dos temporários este movimento ocorre nos anos iniciais (2002 e 2003). Para Cunha (2009), a recuperação do emprego a partir de 1999 pode ser associada à desvalorização do Real (ocorrida em janeiro deste ano), que tornou os produtos nacionais exportáveis mais competitivos no mercado externo, melhorando o desempenho do setor e, aliado a este fato, tem-se que o cenário internacional (demanda externa por *commodities* agrícolas aquecida) favoreceu muito a agricultura brasileira.

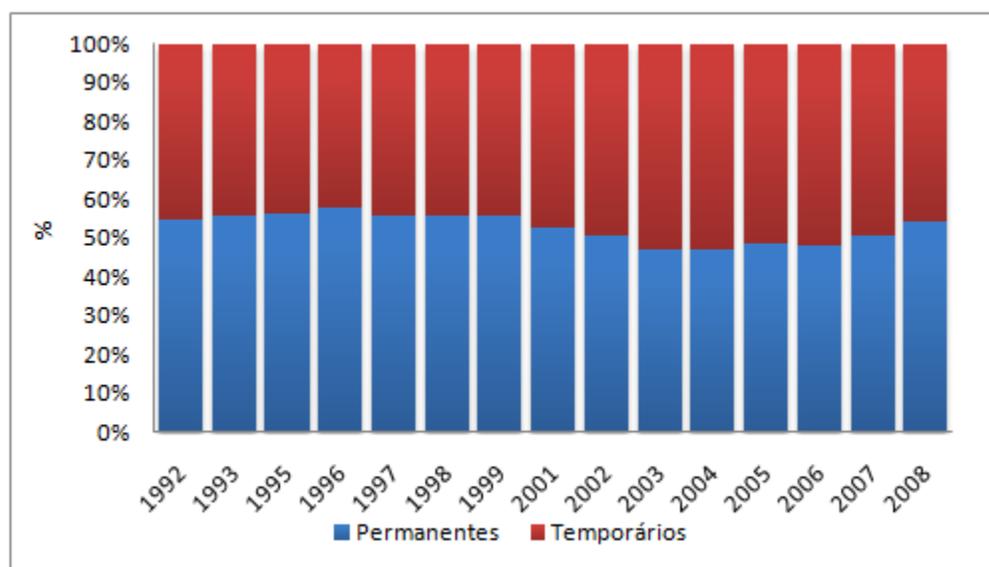
Tabela 6. Evolução do número de empregados temporários e permanentes na agricultura brasileira no período de 1992 a 2008.

Ano	Permanentes		Temporários		Total	
	N (1000)	%	N (1000)	%	N (1000)	%
1992	2.631	54,7	2.179	45,3	4.810	100,0
1993	2.584	55,9	2.042	44,1	4.626	100,0
1995	2.522	56,2	1.969	43,8	4.491	100,0
1996	2.448	57,8	1.788	42,2	4.236	100,0
1997	2.333	55,8	1.850	44,2	4.183	100,0
1998	2.193	55,5	1.757	44,5	3.950	100,0
1999	2.341	55,7	1.859	44,3	4.200	100,0
2001	2.123	52,4	1.928	47,6	4.051	100,0
2002	2.124	50,4	2.090	49,6	4.214	100,0
2003	2.026	47,1	2.272	52,9	4.298	100,0
2004	2.111	47,1	2.373	52,9	4.484	100,0
2005	2.180	48,3	2.338	51,7	4.519	100,0
2006	2.089	48,1	2.257	51,9	4.346	100,0
2007	2.164	50,4	2.126	49,6	4.290	100,0
2008	2.290	53,9	1.960	46,1	4.250	100,0
Var. 1992-2001(%)	-19,31	-	-11,53	-	-15,78	-
Var. 2001-2008 (%)	7,87	-	1,67	-	4,92	-

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Apesar de todos esses movimentos, a proporção de trabalhadores permanentes e temporários se mantém quase inalterada. Em 1992, os empregados permanentes

representavam 54,7% dos empregados, contra 45,3% dos temporários. Para o ano de 2008 esta proporção foi de 53,9 e 46,1%, respectivamente. Ao longo do período analisado, a maior proporção de permanentes em relação aos temporários foi em 1996, quando eram 57,8% permanentes contra 42,2% temporários. Pelo Gráfico 3, essas proporções ficam mais evidentes. Nota-se que nos anos de 2003, 2004, 2005 e 2006 os empregados temporários superaram os permanentes. No biênio 2007-2008 os empregados permanentes voltam a ser majoritários, porém em níveis inferiores aos do começo da série.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Gráfico 3. Composição dos empregados na agricultura brasileira entre Permanentes e Temporários, em porcentagem, 1992-2008.

Diversos estudos têm apontado para uma tendência de formalização do mercado de trabalho agrícola. Esta tendência acompanha um movimento geral dos setores da economia no sentido da formalização das relações de trabalho nos anos recentes. Ramos (2007b), ao examinar a evolução do emprego formal total, com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS/MTE), constata que entre os anos de 1995 e 2005 houve geração líquida de quase 10 milhões de postos de trabalho. Os dados da RAIS se referem a vínculos de trabalhos formais ativos (no dia 31 de dezembro de cada ano), declarados compulsoriamente pelos empregadores. É importante salientar que estes dados não implicam necessariamente em criação de novos postos de trabalho, podendo expressar a

simples formalização de relações já existentes. O fato de tornar formal uma relação informal já é um avanço para o empregado, porém esta ressalva deve ser feita.

A Tabela 7 apresenta o conjunto de dados das PNADS de 1992 a 2008 separando os empregados conforme a declaração de vínculo empregatício. Os empregados sem carteira apresentam tendência declinante em todo o período, sendo que entre 1992 e 2001 há redução de 19,73% no total dos empregados sem carteira de trabalho assinada e entre 2001 e 2008 esta queda é de 9,55%. Com relação aos trabalhadores com carteira, no primeiro subperíodo analisado observa-se retração destes postos de trabalho, porém, entre 2001 e 2008 há crescimento de 42,82% do emprego formal (acréscimo de quase 500 mil postos de trabalho formais).

Tabela 7. Percentual de empregados permanentes e de empregados permanentes e temporários com carteira assinada, na agricultura brasileira.

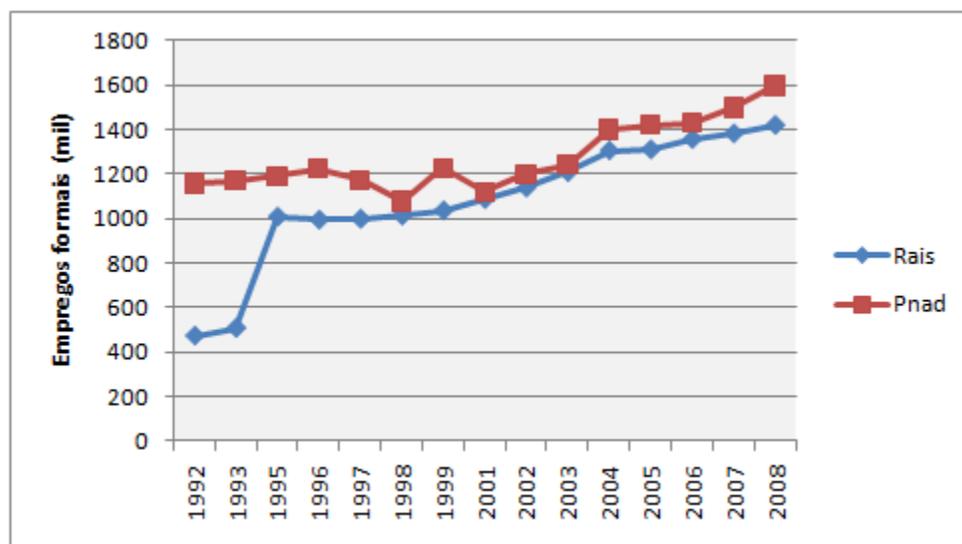
Ano	% de permanentes	% com carteira assinada entre		Razão (a)/(b)
		Permanentes (a)	Temporários (b)	
1992	54,7	37,6	7,8	4,84
1993	55,9	39,3	7,5	5,22
1995	56,2	40,2	9,0	4,49
1996	57,8	40,9	12,6	3,25
1997	55,8	42,5	9,8	4,34
1998	55,5	43,9	6,6	6,63
1999	55,7	45,0	9,3	4,84
2001	52,4	45,4	8,0	5,68
2002	50,4	45,2	11,5	3,92
2003	47,1	46,5	13,3	3,50
2004	47,1	50,3	14,2	3,54
2005	48,3	51,0	13,2	3,87
2006	48,1	50,8	16,3	3,11
2007	50,4	52,3	17,2	3,03
2008	53,9	55,9	16,3	3,44

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Outra informação interessante é a proporção de empregados permanentes e temporários com carteira assinada. Em 1992, 37,6% dos empregados permanentes possuíam vínculo formal de trabalho. Essa proporção subiu para 55,9% em 2008. A parcela

de trabalhadores temporários com carteira assinada também cresceu ao longo desse período. Em 1992 eram 7,8% saltando para 16,3% no ano de 2008.

A fim de confirmar a tendência observada por meio das informações das PNADs, o Gráfico 4 confronta estes dados com os da RAIS⁴¹ para o setor agropecuário. Com exceção dos anos iniciais da série, a partir de 1998, tanto a PNAD quanto a RAIS apontam para o crescimento das relações de trabalho formais na agricultura brasileira. Balsadi (2008), analisando a qualidade do emprego dos assalariados na agricultura brasileira, também destaca o aumento da participação dos empregados com carteira assinada e com contribuição para a Previdência Social no período de 1992 a 2004. Segundo o autor, a formalização tem fundamental importância devido ao acesso à aposentadoria, política social importante para o bem-estar dos idosos, principalmente nas regiões mais deprimidas do Brasil (BALSADI, 2008, p. 122).



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE e Relação Anual de Informações Sociais/MTE.

Gráfico 4. Evolução do emprego formal na agricultura brasileira segundo os dados da PNAD e da RAIS, 1992-2008.

⁴¹ Vale lembrar que a partir da RAIS de 1994 houve melhoria na qualidade das variáveis “Município”, “Atividade Econômica” e “Ocupação”, devido à realização de ajustes de valores inválidos e não declarados, a partir da série histórica da RAIS e do Cadastro de Estabelecimentos Empregadores do MTE, com reflexo nas variáveis agregadas correspondentes. Esta pode ser a causa da discrepância observada entre os anos de 1993 e 1995.

Com este pano de fundo, compreendendo a dimensão do mercado de trabalho agrícola brasileiro e como os empregados se inserem neste mercado, a próxima seção tratará a questão da desigualdade entre os empregados permanentes e temporários e com e sem carteira.

2.4 Desigualdade entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008

Hoffmann (2009) e Ney e Hoffmann (2009) também analisaram a desigualdade de rendimentos na agricultura brasileira. De modo geral, a tendência de redução da desigualdade na distribuição de renda observada para o país tomado como um todo (conforme destacam BARROS; FOGUEL; ULYSSEA [2006 e 2007], HOFFMANN; NEY [2008], e RAMOS [2007]) não foi confirmada pelos autores quando se analisam os ocupados e, mais precisamente, os empregados neste setor.

A fim de contribuir com este debate, esta seção investigará a desigualdade na distribuição dos rendimentos do trabalho principal dos empregados agrícolas, classificando-os em permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho.

2.4.1 Empregados permanentes e temporários

2.4.1.1 Desigualdade de Rendimentos

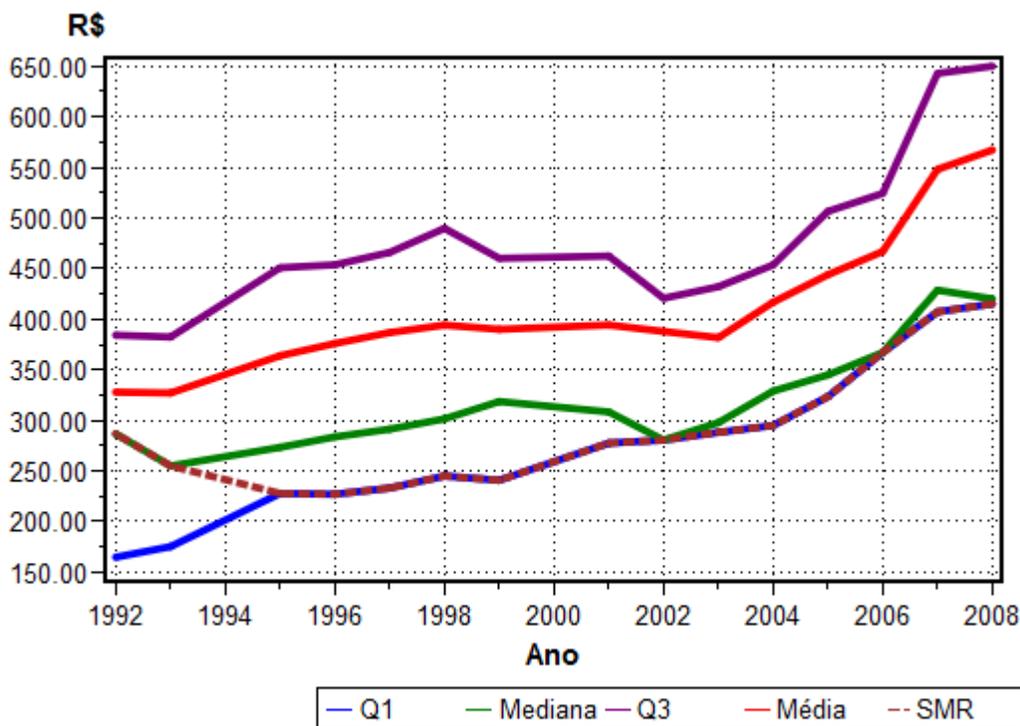
A Tabela 8 apresenta os dados referentes à evolução dos rendimentos médios e medianos dos empregados agrícolas permanentes e temporários e do salário mínimo real. Percebe-se a superioridade dos rendimentos (tanto médio quanto mediano) dos empregados permanentes. A razão entre o rendimento médio desses empregados permanece quase inalterada ao longo do período estudado, sendo que, em 2008, o rendimento médio dos permanentes era 65% superior ao rendimento médio dos trabalhadores temporários.

Tabela 8. Rendimento médio e mediano do trabalho principal, razão entre rendimentos médios e valor do salário mínimo real em set./out. de cada ano para empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008. Em R\$ de set.-out./2008.

Ano	Permanentes		Temporários		Razão (a)/(b)	Salário Mínimo Real
	Médio (a)	Mediano	Médio (b)	Mediano		
1992	327,8	286,5	200,4	164,6	1,64	286,5
1993	327,0	254,9	190,0	159,2	1,72	254,9
1995	363,8	273,2	250,1	227,7	1,45	227,7
1996	375,9	283,6	275,7	226,9	1,36	226,9
1997	386,7	291,2	245,7	217,4	1,57	233,0
1998	394,1	301,4	241,2	216,6	1,63	244,8
1999	389,9	318,5	242,5	212,4	1,61	240,7
2001	394,2	308,2	224,8	184,9	1,75	277,4
2002	387,8	280,4	236,6	210,3	1,64	280,4
2003	381,6	297,6	237,8	216,0	1,60	288,0
2004	416,7	328,8	254,2	226,8	1,64	294,8
2005	443,9	344,9	264,1	215,5	1,68	323,3
2006	466,8	367,0	288,4	251,6	1,62	367,0
2007	548,0	428,6	325,4	267,9	1,68	407,2
2008	567,2	420,0	342,9	300,0	1,65	415,0

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

O Gráfico 5 mostra a evolução da média e dos quartis da distribuição dos rendimentos dos empregados permanentes, além do salário mínimo real. O salário mínimo real, desde 1995, coincide sistematicamente com o primeiro quartil da distribuição de renda que, a partir de 2001 se aproxima da mediana. Esta evolução indica que o salário mínimo tem desempenhado papel de ‘piso’ salarial para esta categoria de trabalhadores agrícolas, com efeitos positivos sobre seus rendimentos. Além disso, cumpre destacar que, em 2008, todos os percentis do 25º ao 45º coincidem com o valor do salário mínimo real. Neste caso, 25,9% dos empregados permanentes tiveram rendimento exatamente igual a um salário mínimo, 50,4% declararam receber acima de um salário mínimo e 23,6% dos empregados permanentes tiveram rendimento inferior ao mínimo. Apesar desse efeito do salário mínimo, é importante notar que o rendimento médio é substancialmente superior ao mediano e, conseqüentemente ao valor do salário mínimo real.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

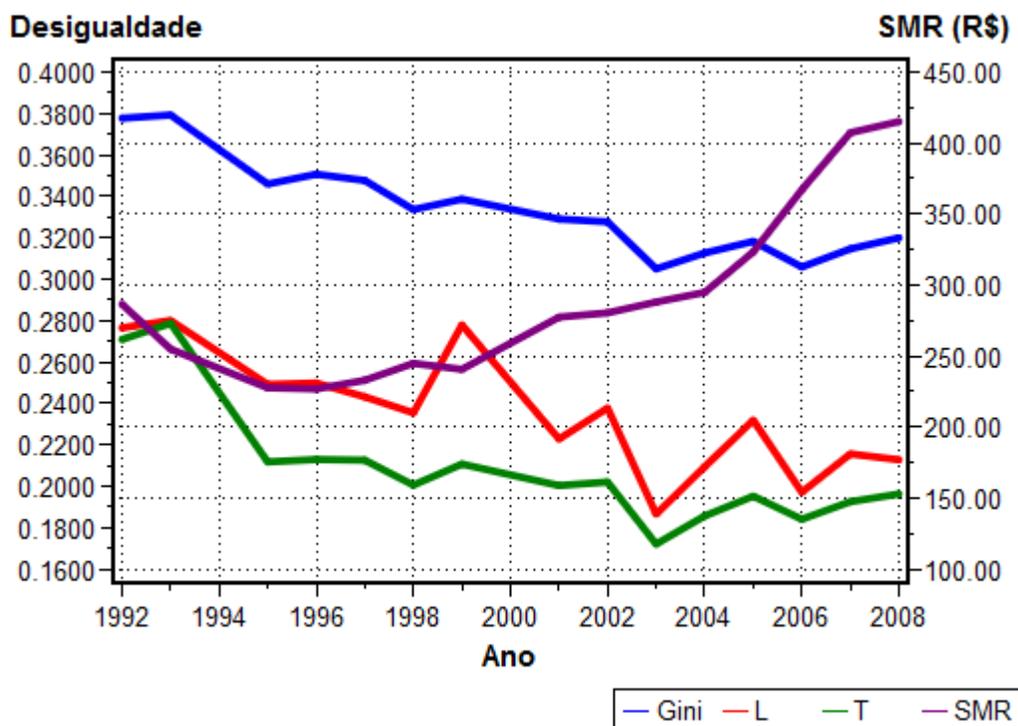
Gráfico 5. Evolução do salário mínimo real, da média e dos quartis da distribuição dos rendimentos dos empregados permanentes na agricultura brasileira, 1992-2008.

Comparando a evolução da desigualdade com a evolução do salário mínimo real, percebe-se que há uma relação negativa entre a variação da desigualdade e a variação do salário mínimo real. O Gráfico 6 ilustra esta relação. Percebe-se nítida tendência de redução do grau de desigualdade (medido pelos índices de Gini, T e L de Theil) entre estes empregados a partir de 1996 e que, ao mesmo tempo, ocorre expressivo aumento do valor do salário mínimo real. Ajustando regressões do valor dos índices de desigualdade contra o salário mínimo real (considerando as informações das PNADs de 1992 a 2008), verifica-se que há uma correlação negativa entre cada medida de desigualdade e o salário mínimo real. Os coeficientes das três regressões ajustadas (Gini contra salário mínimo real; T de Theil contra salário mínimo real; e L de Theil contra salário mínimo real) apresentaram sinais negativos com significância estatística ao nível de 5%⁴².

Estes testes corroboram a ideia de que o salário mínimo real contribuiu para reduzir a desigualdade da distribuição dos rendimentos entre os empregados permanentes na

⁴² Para o índice de Gini a significância estatística foi de 1%.

agricultura brasileira. Independentemente das regressões ajustadas, vale mencionar que esta é mais uma pesquisa que, sob outro prisma, reafirma a importância do salário mínimo enquanto mecanismo de combate à desigualdade, convergindo com as conclusões de Hoffmann (1998a), Dedecca (2006), Saboia (2007), Cacciamali (2005), Salm (2006), IPEA (2009b) e Baltar, Dedecca e Krein (2005).

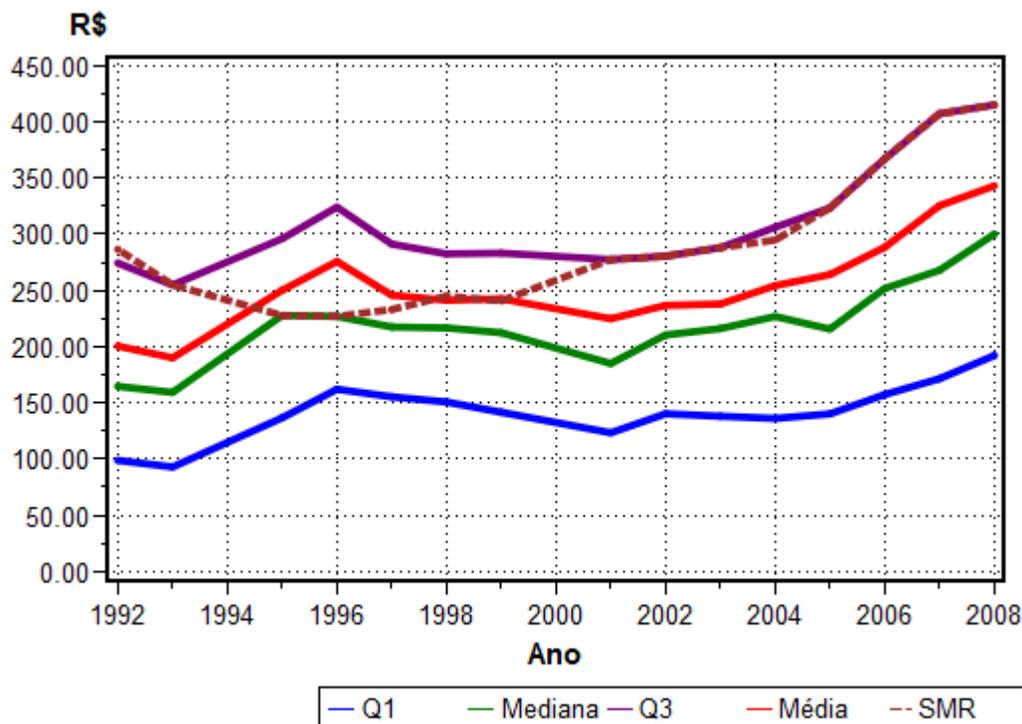


Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Gráfico 6. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas permanentes e salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.

Para os empregados temporários a situação é radicalmente diferente. Aparentemente existe forte associação entre o valor do salário mínimo real e o terceiro quartil da distribuição dos rendimentos (Gráfico 7). A elevação do valor do salário mínimo real, a partir de 2001, parece balizar a renda dos estratos mais elevados da distribuição. Neste caso, em 2008, coincidem exatamente com o valor do salário mínimo real os percentis 70º e 75º. Apenas 8,8% dos empregados temporários (localizados nos estratos superiores da distribuição) tiveram rendimentos iguais ao salário mínimo, enquanto que aproximadamente 66,6% desses empregados apresentaram rendimento inferior a um salário mínimo (24,6% recebiam mais de um salário mínimo em 2008). Em 2008, a razão entre o

valor do salário mínimo real e o primeiro quartil da distribuição era 2,16, ou seja, o salário mínimo real é mais que o dobro do primeiro quartil ou 116,1% superior.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

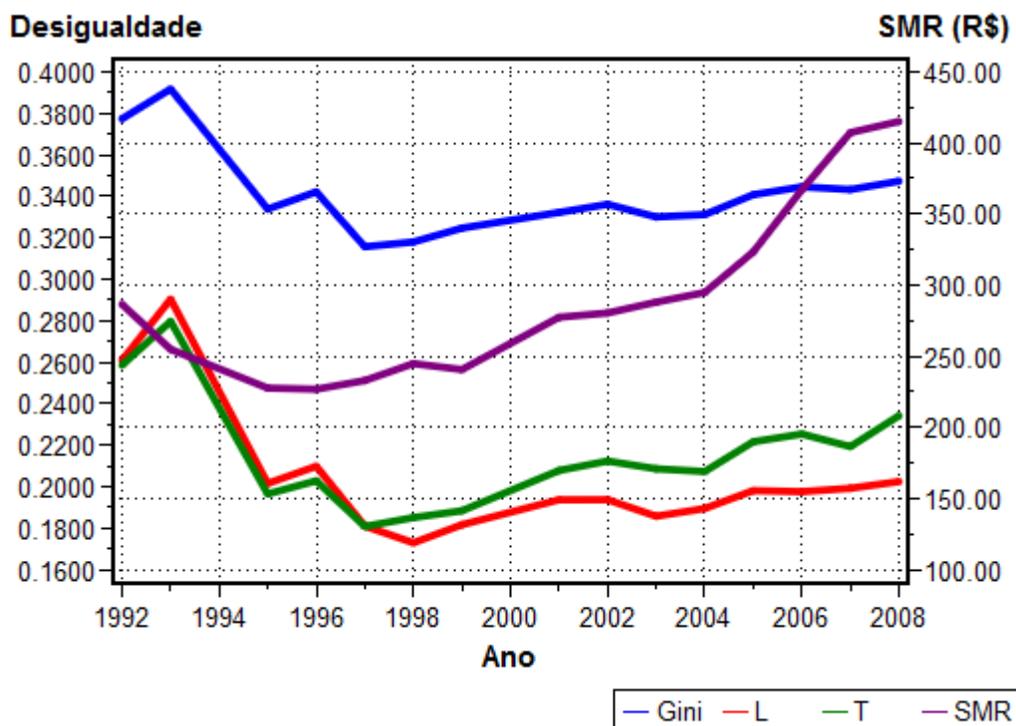
Gráfico 7. Evolução do salário mínimo real, da média e dos quartis da distribuição dos rendimentos dos empregados temporários na agricultura brasileira, 1992-2008.

O Gráfico 8 permite analisar a evolução das medidas de desigualdade para os empregados temporários e do salário mínimo real. Nota-se que a elevação do valor real do salário mínimo parece não ter contribuído para a redução da desigualdade, conforme foi observado para os empregados permanentes, visto que, a partir de 2002 há certa estabilidade na desigualdade para estes empregados.

Ajustando regressões das medidas de desigualdade contra o salário mínimo real (de forma análoga ao que foi feito para os empregados permanentes), tem-se que, neste caso, os coeficientes foram positivos e significativos ao nível de 5% para as regressões do Gini contra o salário mínimo real e da medida L de Theil contra o salário mínimo real⁴³. Os dados indicam que o salário mínimo real não contribuiu para reduzir a desigualdade de

⁴³ Para a medida T de Theil, o coeficiente da regressão apresentou valor positivo, porém não significativo ao nível de 5%.

rendimentos nessa categoria de trabalhadores agrícolas, agindo até mesmo no sentido contrário, ampliando a dispersão salarial entre esses empregados.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Gráfico 8. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas temporários e salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.

A Tabela 9 permite visualizar a trajetória das medidas de desigualdade, comparando os empregados permanentes e temporários. A desigualdade entre os empregados permanentes apresentou trajetória descendente no período 1992-2008 e entre os temporários, não houve tal tendência (conforme também ilustrado nos Gráficos 6 e 8). Entre 1992 e 1998 há uma redução da desigualdade entre os temporários ($-15,7\%$ levando em conta o índice de Gini), porém, não é o que se observa de 1998 a 2008. O índice de Gini para os empregados temporários salta de 0,3179, em 1998, para 0,3472, em 2008 (aumento de $9,2\%$). As medidas T e L de Theil também mostram esta tendência no interregno 1998-2008 (a medida T sobe de 0,1730 para 0,2025 e a medida L sobe de 0,1851 para 0,2342). Este aumento da desigualdade ocorre em paralelo à elevação do valor do salário mínimo real, corroborando a hipótese de que estes ganhos foram direcionados para os estratos mais

elevados da distribuição dos rendimentos, e para os segmentos mais estruturados do mercado de trabalho, aumentando a desigualdade entre os empregados temporários.

Tabela 9. Medidas de desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho principal para empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.

ANO	Medidas de Desigualdade					
	Permanentes			Temporários		
	Gini	T	L	Gini	T	L
1992	0,3776	0,2765	0,2709	0,3773	0,2609	0,2586
1993	0,3792	0,2800	0,2786	0,3916	0,2904	0,2797
1995	0,3459	0,2492	0,2118	0,3338	0,2016	0,1965
1996	0,3506	0,2498	0,2130	0,3421	0,2099	0,2029
1997	0,3476	0,2432	0,2126	0,3156	0,1811	0,1808
1998	0,3335	0,2355	0,2006	0,3179	0,1730	0,1851
1999	0,3386	0,2779	0,2107	0,3246	0,1817	0,1884
2001	0,3290	0,2228	0,2004	0,3322	0,1937	0,2078
2002	0,3276	0,2378	0,2021	0,3361	0,1937	0,2124
2003	0,3049	0,1866	0,1721	0,3300	0,1858	0,2086
2004	0,3126	0,2094	0,1857	0,3311	0,1895	0,2073
2005	0,3182	0,2319	0,1953	0,3407	0,1981	0,2217
2006	0,3058	0,1972	0,1841	0,3445	0,1976	0,2254
2007	0,3146	0,2156	0,1926	0,3432	0,1993	0,2193
2008	0,3199	0,2128	0,1963	0,3472	0,2025	0,2342

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Analisando agora a desigualdade entre as categorias, a Tabela 10 permite captar a importância da diferença entre empregados permanentes e temporários na distribuição do rendimento dos empregados na agricultura brasileira por meio da decomposição das medidas de desigualdade. Hoffmann (2009) chama a atenção para o fato de que a desigualdade entre duas categorias não depende apenas da razão entre rendimentos médios, mas também da proporção da população que pertence a cada categoria. Verifica-se que para as três medidas de desigualdade apresentadas, a desigualdade entre as categorias de empregados permanentes e temporários diminui de 1993 a 1996. Entre 1996 e 2001 estas medidas aumentam e depois permanecem em níveis elevados até 2007, com nova queda entre 2007 e 2008. Em 2008, as diferenças entre trabalhadores temporários e permanentes representam cerca de 34% da desigualdade entre os empregados, tomando-se como base o índice de Gini da distribuição. Observa-se que a desigualdade entre as duas categorias

representa uma porcentagem muito maior da desigualdade total para o índice de Gini do que para as medidas de Theil. Isso está associado ao fato de o índice de Gini não ser uma medida de desigualdade aditivamente decomponível. Para as medidas de Theil, a medida da desigualdade total é igual à soma da medida da desigualdade entre categorias com uma média ponderada das medidas da desigualdade dentro das categorias, mas isso não é verdade para o índice de Gini⁴⁴. Utilizando as medidas T e L de Theil, esta diferença corresponde a aproximadamente 12% da desigualdade total.

Tabela 10. Desigualdade entre empregados temporários e permanentes, considerando a distribuição do rendimento do trabalho principal dos empregados agrícolas no Brasil, 1992-2008. Medidas de desigualdade entre as categorias e participação na desigualdade total.

Ano	Gini		T		L	
	entre categorias	% do total	entre categorias	% do total	entre categorias	% do total
1992	0,1169	29,4	0,0283	9,4	0,0293	9,9
1993	0,1267	31,0	0,0336	10,6	0,0352	11,2
1995	0,0892	25,2	0,0165	6,6	0,0169	7,6
1996	0,0733	20,6	0,0112	4,5	0,0115	5,2
1997	0,1072	30,3	0,0239	9,7	0,0247	11,1
1998	0,1158	33,1	0,0279	11,5	0,0290	13,0
1999	0,1120	31,7	0,0261	9,6	0,0271	11,9
2001	0,1348	37,5	0,0372	14,9	0,0385	15,9
2002	0,1208	34,2	0,0295	11,8	0,0302	12,7
2003	0,1172	34,6	0,0276	12,9	0,0279	12,7
2004	0,1224	35,5	0,0301	13,0	0,0304	13,4
2005	0,1280	36,2	0,0330	13,1	0,0335	13,8
2006	0,1191	34,4	0,0285	12,6	0,0289	12,3
2007	0,1272	36,1	0,0328	13,5	0,0336	14,0
2008	0,1202	34,1	0,0297	12,4	0,0307	12,6

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

⁴⁴ “Se a divisão da população em grupos é feita com base em algum critério que não seja o de estratos de renda, o índice de Gini global não é composto apenas pelo índice de Gini entre grupos e uma parcela referente à desigualdade dentro deles, existindo ainda uma parcela associada com a superposição das distribuições de renda dos grupos” (Hoffmann, 2009, p. 4).

2.4.1.2 Características Produtivas

Entendendo que a escolaridade média é um dos condicionantes dos rendimentos dos trabalhadores, a Tabela 11 mostra as diferenças de escolaridade média entre os empregados temporários e permanentes na agricultura brasileira. Percebe-se que, tanto no total quanto para as duas categorias analisadas, houve aumento da média de anos de estudo. Entretanto, os níveis médios de escolaridade são muito baixos e a tendência de crescimento não ocorre na velocidade desejada. Nota-se a tendência de redução da razão entre escolaridades médias de empregados permanentes e temporários, notadamente a partir de 1998. A redução do hiato educacional entre os empregados agrícolas também foi comprovada por Cunha (2008 e 2009), Balsadi (2008) e Balsadi e Silva (2009).

Tabela 11. Escolaridade média dos empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Escolaridade média dos empregados agrícolas			Razão (a)/(b)
	Todos	Permanentes (a)	Temporários (b)	
1992	2,08	2,31	1,81	1,28
1993	2,24	2,51	1,90	1,32
1995	2,25	2,48	1,94	1,28
1996	2,43	2,67	2,09	1,28
1997	2,43	2,73	2,05	1,33
1998	2,59	2,92	2,19	1,33
1999	2,73	3,05	2,33	1,31
2001	2,78	3,10	2,43	1,28
2002	2,92	3,20	2,65	1,21
2003	3,16	3,47	2,88	1,21
2004	3,39	3,65	3,16	1,16
2005	3,46	3,79	3,16	1,20
2006	3,63	3,94	3,35	1,18
2007	3,83	4,16	3,49	1,19
2008	4,00	4,34	3,61	1,20

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

A idade média dos empregados agrícolas também aumentou. Conforme mostra a Tabela 12, a idade média dos empregados permanentes e dos temporários sofreu elevação ao longo do período 1992-2008, com a idade média dos empregados temporários sempre menor do que a dos empregados permanentes.

Tabela 12. Idade média dos empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Idade média dos empregados agrícolas			Razão (a)/(b)
	Todos	Permanentes (a)	Temporários (b)	
1992	32,5	33,9	30,9	1,10
1993	32,9	34,0	31,5	1,08
1995	32,9	34,0	31,4	1,08
1996	33,7	34,9	32,0	1,09
1997	34,1	35,4	32,4	1,09
1998	34,1	35,2	32,7	1,07
1999	34,2	35,1	33,0	1,06
2001	34,3	35,7	32,8	1,09
2002	34,4	35,8	32,9	1,09
2003	34,3	35,7	33,1	1,08
2004	34,4	36,1	32,8	1,10
2005	34,3	35,8	33,0	1,08
2006	34,7	36,4	33,1	1,10
2007	35,2	36,4	34,0	1,07
2008	35,7	36,9	34,3	1,08

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

A Tabela 13 mostra a evolução do número médio de horas trabalhadas no trabalho principal para os empregados agrícolas permanentes e temporários. Há substantiva redução da média de horas trabalhadas, sobretudo para os empregados temporários. Em recente estudo publicado pelo IPEA (2009a), constatou-se que houve redução na carga horária de trabalho média no Brasil. De acordo com o estudo, o setor agrícola foi destaque, com queda de 26,3% no número médio de horas trabalhadas entre 1988 e 2007. Vale mencionar que a institucionalização da jornada de trabalho de 44 horas semanais ocorreu com a constituição de 1988 e que o efeito desta redução na jornada de trabalho não é imediato, sobretudo no caso da agricultura. Aliado à redução da jornada de trabalho pela constituição de 1988, assistiu-se a um intenso processo de modernização da atividade agrícola no Brasil, que se

propagou por quase todo o país, com elevação da produtividade e redução da quantidade de trabalho demandada.

Tabela 13. Média de horas trabalhadas por semana no trabalho principal para empregados permanentes e temporários na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Média de horas trabalhadas pelos empregados agrícolas			Razão (a)/(b)
	Todos	Permanentes (a)	Temporários (b)	
1992	47,3	49,2	45,1	1,09
1993	47,0	49,2	44,3	1,11
1995	46,8	48,9	44,0	1,11
1996	47,7	49,9	44,7	1,12
1997	47,2	49,8	43,9	1,14
1998	46,9	49,5	43,8	1,13
1999	46,6	49,0	43,5	1,13
2001	46,3	49,4	43,0	1,15
2002	46,0	48,6	43,4	1,12
2003	45,7	48,8	43,0	1,13
2004	45,2	48,4	42,3	1,14
2005	44,3	47,7	41,1	1,16
2006	44,0	47,2	41,0	1,15
2007	43,8	47,0	40,6	1,16
2008	43,8	46,5	40,7	1,14

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

2.4.2 Com e sem carteira de trabalho

2.4.2.1 Desigualdade de rendimentos

As diferenciações decorrentes da formalização ou não do emprego serão sumarizadas a seguir. Constata-se que as diferenças relativas à presença ou não da carteira de trabalho assinada parecem ser mais importantes do que a condição de trabalho permanente ou temporário. Conforme mostra a Tabela 14, o rendimento médio dos empregados com carteira de trabalho chega a ser o dobro do rendimento médio dos empregados sem carteira, com essa diferença de rendimentos não mostrando tendência de modificação ao longo do período 1992-2008. Ambas as categorias tiveram acréscimo de cerca de 54% no valor do rendimento médio entre 1992 e 2008. Porém, quando se analisa o

período 1996-2008, no qual houve elevação expressiva do valor do salário mínimo real, nota-se que, enquanto a renda média dos empregados com carteira cresceu aproximadamente 50%, no caso dos sem carteira houve crescimento de apenas 17% ao longo destes 13 anos. O comportamento do rendimento mediano, como era de se esperar, também é mais favorável aos empregados com carteira.

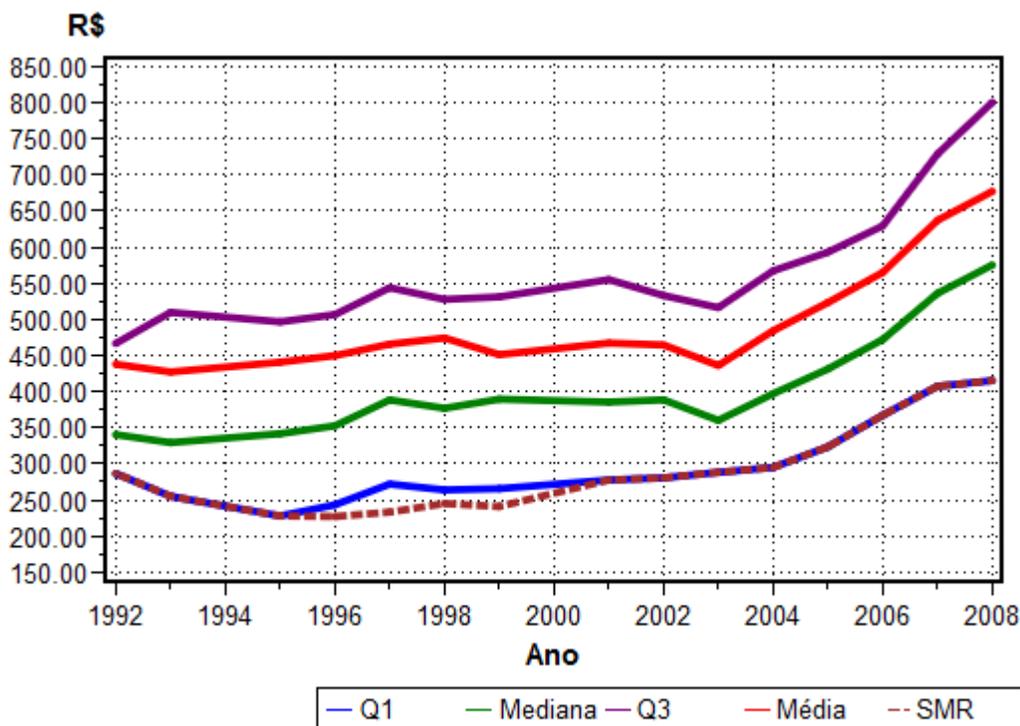
Tabela 14. Rendimento médio e mediano do trabalho principal, razão entre rendimentos médios e valor do salário mínimo real em set./out. de cada ano para empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Com carteira		Sem Carteira		Razão (a)/(b)	Salário Mínimo Real
	Médio (a)	Mediano	Médio (b)	Mediano		
1992	437,6	340,2	217,0	164,6	2,02	286,5
1993	427,0	329,1	212,2	159,2	2,01	254,9
1995	440,5	341,5	268,2	227,7	1,64	227,7
1996	449,6	352,4	286,4	226,9	1,57	226,9
1997	465,4	388,3	269,4	233,0	1,73	233,0
1998	474,0	376,7	270,5	244,8	1,75	244,8
1999	450,9	389,3	272,6	230,0	1,65	240,7
2001	467,0	385,3	255,0	228,1	1,83	277,4
2002	464,3	388,4	252,5	224,3	1,84	280,4
2003	435,9	360,0	252,6	240,0	1,73	288,0
2004	484,0	396,8	261,1	226,8	1,85	294,8
2005	523,0	431,1	271,9	237,1	1,92	323,3
2006	564,7	471,8	280,7	251,6	2,01	367,0
2007	636,9	535,8	330,9	273,2	1,92	407,2
2008	676,9	575,0	335,3	300,0	2,02	415,0

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Fica evidente, no Gráfico 9, que o salário mínimo real exerce papel de piso salarial para os empregados com carteira. Entre 1992 e 1995 o salário mínimo real fica bem próximo do primeiro quartil da distribuição dos rendimentos, distanciando-se levemente deste entre 1996 e 1999. Já a partir de 2001, o valor do salário mínimo real coincide novamente com o primeiro quartil da distribuição. É importante notar também o considerável crescimento da mediana, da renda média e do terceiro quartil da distribuição entre 2003 e 2008. O comportamento destes rendimentos parece acompanhar os ganhos

reais acumulados pelo salário mínimo nesse período. Tem-se assim que, além de piso salarial, o salário mínimo desempenha função de indexador para a fixação dos rendimentos superiores ao seu valor real. Entre 2004 e 2008 todos os percentis entre o 5º e o 25º (nos anos de 2005, 2006 e 2008 o limite superior foi o percentil 30º) coincidem exatamente com o valor do salário mínimo real. Em 2008, 28,7% dos empregados com carteira na agricultura brasileira recebiam exatamente um salário mínimo⁴⁵ (ou seja, R\$415,00).



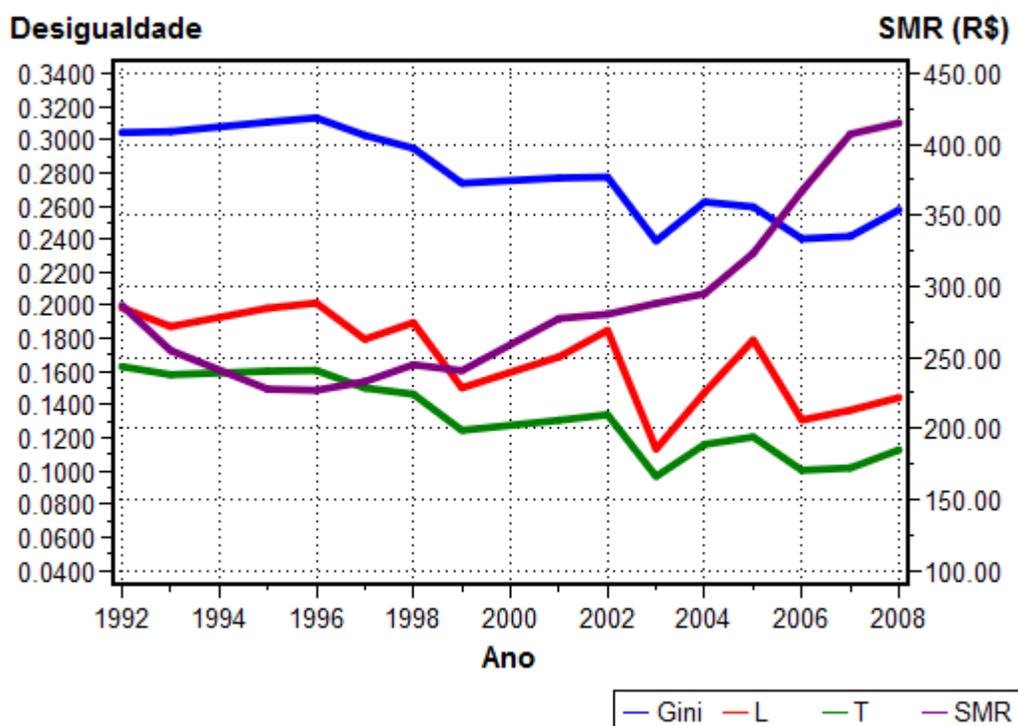
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Gráfico 9. Evolução do rendimento médio, salário mínimo real, primeiro quartil, mediana e terceiro quartil da distribuição dos rendimentos dos empregados com carteira na agricultura brasileira, 1992-2008.

Para os empregados com carteira, de fato, as elevações do salário mínimo real tiveram impactos positivos, agindo no sentido de reduzir a desigualdade da distribuição dos rendimentos (mesmo funcionando como indexador na conformação dos rendimentos mais elevados). O Gráfico 10 exibe a evolução das medidas de desigualdade para os empregados com carteira assinada na agricultura e do valor real do salário mínimo. Todas as medidas de

⁴⁵ 69,7% dos empregados com carteira tinham rendimento superior a um salário mínimo e apenas 1,6% declararam ter recebido menos de um salário mínimo em 2008.

desigualdade apresentaram trajetória declinante face às elevações do salário mínimo real (situação semelhante pôde ser vista para os empregados permanentes). Novamente foram ajustadas regressões das medidas de desigualdade contra o salário mínimo real, a fim de captar o seu efeito sobre a distribuição dos rendimentos. Todos os coeficientes foram negativos e significativos ao nível de 5%, indicando que a política de valorização do salário mínimo real foi um dos importantes condicionantes da queda da desigualdade entres os empregados com carteira assinada na agricultura brasileira.

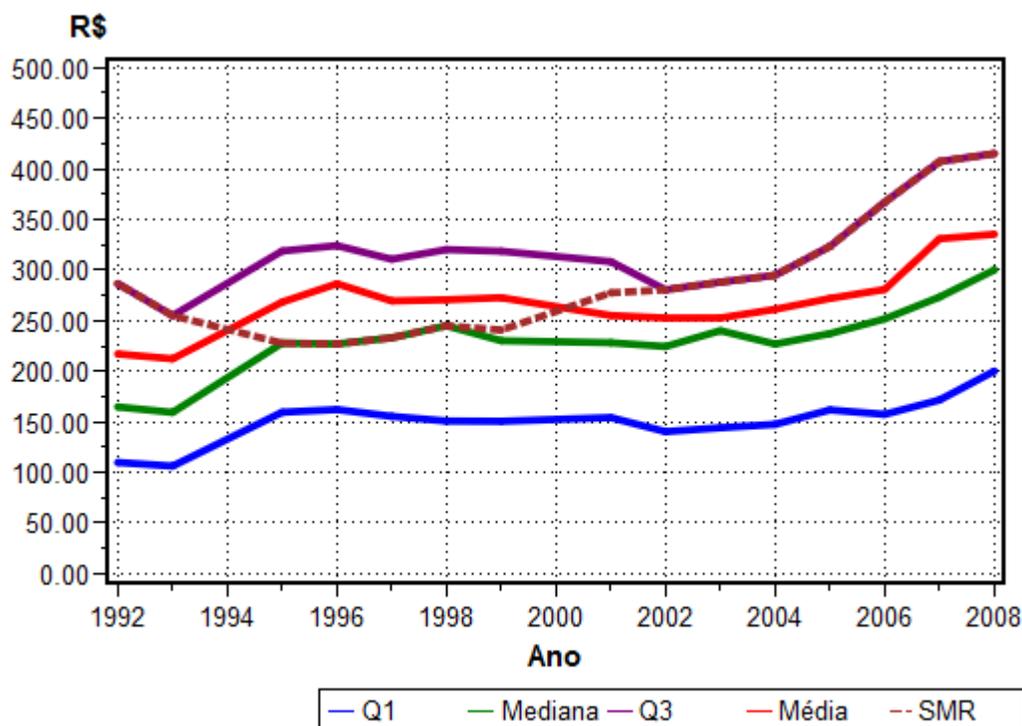


Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Gráfico 10. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas com carteira e do salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.

No que concerne aos empregados sem carteira de trabalho assinada, o Gráfico 11 mostra que o salário mínimo real, pelo menos a partir de 2002, serviu como balizador dos rendimentos do topo da distribuição, consoante ao que foi observado no caso dos empregados temporários. Percebem-se três movimentos envolvendo o valor do salário mínimo real ao longo do período 1992-2008. Nos anos de 1992 e 1993 o salário mínimo coincide com o terceiro quartil da distribuição. Porém, entre 1995 e 1999 o salário mínimo passa a balizar os rendimentos próximos ao segundo quartil (mediana). Os ganhos reais a

partir de 1999 deslocam o salário mínimo de volta para o patamar do terceiro quartil, coincidindo com este entre 2002 e 2008. Percebe-se a elevada diferença entre o terceiro quartil e a mediana e entre a mediana e o primeiro quartil. Neste caso, o valor do salário mínimo aparece na distribuição somente a partir do percentil 70º, sendo, em 2008, igual a todos os percentis do 70º ao 80º. De forma mais precisa, em 2008, apenas 11,6% dos empregados sem carteira tiveram rendimento igual a um salário mínimo. Chama atenção o contingente de trabalhadores com rendimento inferior a um salário mínimo: 68,7% dos empregados. Apenas 19,7% declararam ter rendimento acima do mínimo.

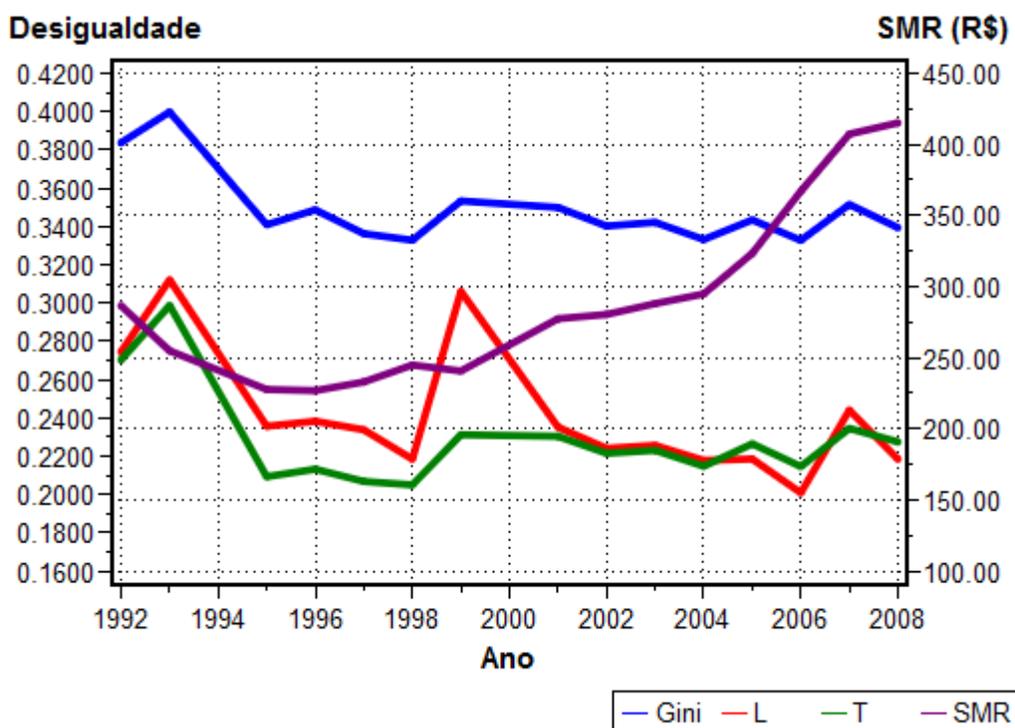


Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Gráfico 11. Evolução do rendimento médio, salário mínimo real, primeiro quartil, mediana e terceiro quartil da distribuição dos rendimentos dos empregados sem carteira na agricultura brasileira, 1992-2008.

Sobre a relação entre o salário mínimo e a desigualdade, o Gráfico 12 sugere haver uma correlação positiva entre a elevação do salário mínimo real e o comportamento das medidas de desigualdade, principalmente a partir de 1998. Porém, os testes estatísticos realizados (regressões das medidas de desigualdade contra o salário mínimo real) não ratificam esta correspondência. Apesar dos valores positivos dos coeficientes das

regressões ajustadas para as três medidas de desigualdade, estes não apresentaram significância estatística ao nível de 5%. Os dados não permitem afirmar que a elevação do salário mínimo real aumentou a dispersão salarial entre os sem carteira, mas indica que o salário mínimo não atingiu este segmento do mercado de trabalho no sentido de proteger os trabalhadores localizados nos estratos inferiores da distribuição. Verifica-se que os empregados pertencentes ao segmento formalizado do mercado de trabalho agrícola foram os principais beneficiários da elevação do valor real do salário mínimo.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Gráfico 12. Evolução da desigualdade entre os empregados agrícolas sem carteira e salário mínimo real, Brasil, 1992-2008.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009), analisando o período 1988-1999, encontram resultados pouco consistentes sobre o efeito do salário mínimo na determinação dos salários do setor informal da economia. Neste caso, vale atentar para o fato de que entre 1988 e 1999 houve pouca variação do valor real do salário mínimo, o que pode explicar a baixa significância dos resultados encontrados pelos autores.

É interessante analisar mais detalhadamente o comportamento das medidas de desigualdade para os empregados com e sem carteira de trabalho. De modo geral houve redução no grau de desigualdade da distribuição dos rendimentos dos empregados com e sem carteira de trabalho assinada. Nota-se que a desigualdade é maior entre os empregados sem carteira de trabalho, permanecendo quase estável entre os anos de 2002 e 2008, conforme as três medidas de desigualdade utilizadas. Para os empregados com carteira, as medidas T de Theil e o índice de Gini apresentaram tendência de redução, mesmo que de forma modesta. Já a medida L de Theil apresentou queda de 1992 a 2003, mantendo-se estável a partir de então.

Tabela 15. - Medidas de desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho principal para empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Medidas de Desigualdade					
	Com carteira			Sem carteira		
	Gini	T	L	Gini	T	L
1992	0,3042	0,1985	0,1630	0,3837	0,2745	0,2703
1993	0,3048	0,1872	0,1582	0,3997	0,3121	0,2987
1995	0,3104	0,1983	0,1603	0,3408	0,2356	0,2093
1996	0,3130	0,2014	0,1608	0,3486	0,2383	0,2132
1997	0,3025	0,1795	0,1501	0,3362	0,2338	0,2068
1998	0,2948	0,1895	0,1464	0,3327	0,2185	0,2050
1999	0,2737	0,1502	0,1246	0,3532	0,3061	0,2312
2001	0,2768	0,1689	0,1306	0,3498	0,2352	0,2304
2002	0,2773	0,1849	0,1340	0,3401	0,2241	0,2215
2003	0,2388	0,1133	0,0968	0,3421	0,2257	0,2231
2004	0,2623	0,1475	0,1161	0,3331	0,2178	0,2148
2005	0,2594	0,1791	0,1206	0,3433	0,2186	0,2265
2006	0,2401	0,1308	0,1005	0,3327	0,2009	0,2146
2007	0,2416	0,1367	0,1019	0,3514	0,2441	0,2345
2008	0,2575	0,1443	0,1127	0,3393	0,2185	0,2275

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

A desigualdade entre as categorias de empregados (com e sem carteira) pode ser observada na Tabela 16. As medidas de desigualdade apresentadas mostram que houve aumento da diferença entre os empregados com e os sem carteira de trabalho. Apesar de declinar no início da série analisada, no geral houve aumento da desigualdade entre as

categorias. Em 1992, 18,3% (segundo T de Theil) ou 17% (segundo L de Theil) da desigualdade entre os empregados estava associada às diferenças entre trabalhadores com ou sem vínculo de trabalho formal. Essa porcentagem sobe para 25,6% ou 24,6% (conforme as medidas T e L de Theil, respectivamente) em 2008, indicando ampliação do hiato salarial entre estas categorias de empregados. Analisando o índice de Gini, sem esquecer as ressalvas feitas sobre a sua decomposição, a desigualdade associada à diferença entre empregados com e sem carteira de trabalho representava 37,5% da desigualdade total em 1992, subindo para 49% em 2008. A análise da decomposição das três medidas de desigualdade utilizadas mostra que houve significativo peso da diferença entre empregados com e sem carteira de trabalho na desigualdade total.

Tabela 16. Desigualdade entre empregados com e sem carteira de trabalho assinada, considerando a distribuição do rendimento do trabalho principal dos empregados agrícolas no Brasil, 1992-2008. Medidas de desigualdade entre as categorias e participação na desigualdade total.

Ano	Gini		T		L	
	Entre categorias	% do total	Entre categorias	% do total	entre categorias	% do total
1992	0,1493	37,5	0,0547	18,3	0,0501	17,0
1993	0,1523	37,3	0,0554	17,5	0,0511	16,3
1995	0,1069	30,2	0,0273	11,0	0,0257	11,6
1996	0,1006	28,3	0,0232	9,4	0,0221	10,0
1997	0,1219	34,4	0,0343	13,9	0,0323	14,5
1998	0,1238	35,4	0,0358	14,7	0,0336	15,1
1999	0,1135	32,1	0,0293	10,8	0,0278	12,2
2001	0,1352	37,6	0,0422	16,9	0,0396	16,3
2002	0,1379	39,1	0,0432	17,2	0,0407	17,2
2003	0,1233	36,4	0,0346	16,2	0,0327	14,9
2004	0,1447	41,9	0,0457	19,8	0,0436	19,2
2005	0,1543	43,7	0,0517	20,5	0,0493	20,3
2006	0,1675	48,4	0,0597	26,5	0,0573	24,5
2007	0,1589	45,1	0,0528	21,8	0,0512	21,4
2008	0,1728	49,0	0,0613	25,6	0,0602	24,6

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

2.4.2.2 Características produtivas

Comparando as escolaridades médias dos empregados (Tabela17), os com carteira de trabalho levam vantagem. Quanto aos empregados sem carteira vale destacar que entre 1992 e 2008 houve elevação de 90,8% no número médio de anos de estudo (contra uma variação de 69,8% para os empregados com carteira). O hiato educacional entre estas duas categorias vem se reduzindo ao longo do tempo, porém, conforme foi apresentado, o diferencial de rendimentos aumentou. Intui-se que para os empregados agrícolas a variável ‘carteira de trabalho’ possui maior poder de explicação da desigualdade entre os empregados. Esta hipótese será devidamente testada no capítulo seguinte, onde serão ajustadas equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira.

Tabela 17. Escolaridade média dos empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Escolaridade média dos empregados agrícolas			Razão (a)/(b)
	Todos	Com carteira (a)	Sem carteira(b)	
1992	2,08	2,81	1,85	1,52
1993	2,24	3,03	1,97	1,53
1995	2,25	2,93	2,00	1,46
1996	2,43	3,11	2,15	1,44
1997	2,43	3,11	2,16	1,44
1998	2,59	3,19	2,37	1,35
1999	2,73	3,47	2,43	1,43
2001	2,78	3,46	2,53	1,37
2002	2,92	3,60	2,65	1,36
2003	3,16	3,69	2,94	1,26
2004	3,39	3,95	3,13	1,26
2005	3,46	4,08	3,18	1,28
2006	3,63	4,25	3,33	1,28
2007	3,83	4,48	3,48	1,29
2008	4,00	4,77	3,53	1,35

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

A Tabela 18 compara a média de idade entre os empregados com e os sem carteira de trabalho. Os dados mostram que houve tendência de nivelamento da idade média desses empregados, sendo que, em 2008, a diferença entre as médias de idade dos empregados

com e sem carteira de trabalho foi quase desprezível (menos de 1 ano). Observa-se que houve elevação da idade média desses empregados, assim como pôde ser observado para os empregados permanentes e temporários.

Analisando a evolução da idade média dos empregados agrícolas por região geográfica, nota-se que, no geral, a menor idade média foi a dos empregados agrícolas da Região Nordeste (33,8 anos em 2008). O Estado de São Paulo e o conjunto MG+ES+RJ tiveram as maiores médias, 37,3 e 37,6 anos, respectivamente.

Tabela 18. Idade média dos empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Idade média dos empregados agrícolas			Razão (a)/(b)
	Todos	Com Carteira (a)	Sem Carteira (b)	
1992	32,5	33,6	32,2	1,05
1993	32,9	34,1	32,5	1,05
1995	32,9	34,1	32,5	1,05
1996	33,7	34,8	33,2	1,05
1997	34,1	34,9	33,8	1,03
1998	34,1	35,0	33,7	1,04
1999	34,2	35,2	33,7	1,04
2001	34,3	35,9	33,7	1,06
2002	34,4	35,2	34,0	1,03
2003	34,3	35,1	34,0	1,03
2004	34,4	35,3	33,9	1,04
2005	34,3	35,2	34,0	1,04
2006	34,7	36,1	34,0	1,06
2007	35,2	35,6	35,0	1,02
2008	35,7	36,1	35,5	1,02

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

Por fim, cabe analisar a evolução da carga horária média de trabalho dos empregados com e sem carteira de trabalho. A Tabela 19 apresenta estas informações mostrando a tendência de queda no número médio de horas trabalhadas por semana no trabalho principal. Houve certo descompasso nestas tendências, afetando com maior intensidade os empregados sem carteira. Houve redução de 10,1% na carga horária média desta categoria, contra os 4,6% verificados para os empregados com carteira (levando em conta todos os empregados esta redução foi de 7,6%). Pode-se argumentar que a média de

horas trabalhadas por semana pelos empregados com carteira de trabalho assinada supera a jornada de trabalho estabelecida pela legislação (constituição de 1988), ou seja, 44 horas semanais. No entanto, nenhuma outra conclusão pode ser tirada, pois, além das especificidades da atividade agrícola, demandando maior tempo de trabalho em determinados períodos do ano, não se tem informações sobre o pagamento ou não de hora extra aos trabalhadores.

Tabela 19. Média de horas trabalhadas no trabalho principal, empregados com e sem carteira de trabalho na agricultura, Brasil, 1992-2008.

Ano	Média de horas trabalhadas pelos empregados agrícolas			Razão (a)/(b)
	Todos	Com Carteira (a)	Sem Carteira (b)	
1992	47,3	50,3	46,4	1,08
1993	47,0	50,2	46,0	1,09
1995	46,8	50,1	45,6	1,10
1996	47,7	50,1	46,7	1,07
1997	47,2	50,6	45,8	1,10
1998	46,9	50,7	45,6	1,11
1999	46,6	50,5	44,9	1,12
2001	46,3	50,7	44,7	1,13
2002	46,0	50,2	44,3	1,13
2003	45,7	49,6	44,2	1,12
2004	45,2	49,5	43,3	1,14
2005	44,3	49,1	42,1	1,17
2006	44,0	48,6	41,7	1,17
2007	43,8	48,2	41,5	1,16
2008	43,8	48,0	41,3	1,16

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE.

2.5 Considerações Finais

Ao longo deste capítulo algumas informações importantes foram levantadas sobre o mercado de trabalho assalariado na agricultura brasileira. A seção 2.3.2 abordou aspectos mais gerais do mercado de trabalho agrícola brasileiro, no período de 1992 a 2008. O objetivo foi mostrar a evolução dos ocupados em geral, e do emprego, em particular,

atentando para a heterogeneidade ocupacional do setor agrícola e para o peso relativo da categoria dos empregados no total das pessoas ocupadas. A análise da evolução das ocupações e do emprego mostra tendência inequívoca de redução do número de ocupados e empregados em atividades agrícolas no Brasil, de 1992 a 2008. Conforme destacado, este comportamento é fruto do desenvolvimento do capitalismo, e obedece à trajetória secular de redução da população residente em áreas rurais e ocupada em atividades agrícolas. Entretanto, o número de empregados agrícolas no Brasil responde por contingente expressivo da população economicamente ativa brasileira, o que justifica seu destaque neste trabalho.

Tanto os dados da PNAD como da RAIS evidenciaram a tendência de formalização do mercado de trabalho agrícola, sobretudo a partir de 2001. Conforme os dados da PNAD, entre 2001 e 2008 houve variação positiva de 42,82% no número de empregados com vínculo de trabalho formal. Não obstante, prevalecem na agricultura as relações de trabalho informais.

Com respeito à desigualdade de rendimentos entre os empregados, optou-se por comparar os empregados permanentes e temporários e os com e sem carteira de trabalho assinada. No primeiro caso, percebe-se que o grau de desigualdade na distribuição dos rendimentos entre os empregados temporários é maior (em todo o período estudado) em relação aos permanentes, e resistente à queda (entre 1995-2008). Para os empregados permanentes houve redução da desigualdade, porém nos anos recentes o grau de desigualdade entre os permanentes permaneceu estável.

Para os empregados com e sem carteira de trabalho, verifica-se que houve redução da desigualdade para as duas categorias. Porém, analisando a desigualdade entre as categorias o que se percebe é o aumento das diferenças associadas à presença ou não da carteira de trabalho assinada.

Tanto para os empregados permanentes e temporários quanto para os com e sem carteira de trabalho há diferenças significativas do impacto do salário mínimo sobre a distribuição dos rendimentos. Para os empregados permanentes e os com carteira de trabalho o salário mínimo, de fato, cumpre o papel de piso salarial, balizando os rendimentos dos estratos mais baixos da distribuição. Já para os empregados temporários e os sem carteira de trabalho o salário mínimo funciona como balizador dos rendimentos

relativamente elevados da distribuição. A situação que mais chamou a atenção foi o baixo crescimento do rendimento médio dos empregados sem carteira assinada, incorporando muito pouco da elevação do valor real do salário mínimo entre 1996 e 2008. A literatura sobre os efeitos do salário mínimo na distribuição dos rendimentos destaca que seu principal impacto seria justamente nos segmentos mais fragilizados, reduzindo a desigualdade e a pobreza. No mercado de trabalho assalariado agrícola constata-se que o salário mínimo acaba beneficiando somente os trabalhadores dos segmentos mais estruturados do mercado de trabalho (trabalhadores permanentes e com carteira assinada) e os trabalhadores localizados nos estratos de rendimentos mais elevados do segmento mais fragilizado (temporários e sem carteira assinada).

É importante deixar claro desde já, que o objetivo deste trabalho não é atacar a política de elevação do valor real do salário mínimo, que vem sendo importante mecanismo distributivo para o país. O essencial é compreender que, no caso específico dos empregados agrícolas, existe forte diferença do efeito do salário mínimo sobre as distintas categorias de empregados. A especificidade da atividade agrícola, consubstanciada numa maior dificuldade de fiscalização das relações de trabalho, faz com que seja necessário encontrar procedimentos mais eficazes de controle do cumprimento da legislação trabalhista.

CAPÍTULO 3 - EQUAÇÕES DE RENDIMENTO PARA OS EMPREGADOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA

3.1 Considerações iniciais

Este capítulo investigará os determinantes dos rendimentos dos empregados na agricultura brasileira com base nas informações da PNAD de 2008. O capítulo anterior destacou o efeito do salário mínimo real sobre a desigualdade de rendimentos entre empregados agrícolas, mostrando que há diferenças significativas do impacto do salário mínimo quando considerados os empregados permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho. Cabe agora analisar a importância de outros condicionantes associados aos atributos individuais dos trabalhadores e às características do próprio mercado de trabalho. Conforme mencionado no capítulo 1, a desigualdade de rendimentos persiste mesmo entre os trabalhadores com nível de qualificação semelhante, sendo fundamental compreender como a segmentação e a discriminação no mercado de trabalho afetam os salários. Corrêa (1998) destaca que o mercado de trabalho pode funcionar como gerador ou revelador da desigualdade de rendimentos do trabalho na medida em que desvela estas disparidades quando as mesmas advêm da heterogeneidade dos trabalhadores, relativamente às características produtivas (com destaque para a educação e a experiência) e quando a desigualdade não está associada a nenhum critério explícito, remunerando distintamente os trabalhadores igualmente produtivos. Nas palavras de Corrêa (1998), “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 um diagnóstico correto das causas do elevado nível de concentração dos rendimentos pessoais vigente na agricultura brasileira” (CORRÊA, 1998, p. 143).

Utilizando a técnica estatística de regressão múltipla serão verificadas as diferenças no processo de formação dos rendimentos associadas a um conjunto de características individuais (sexo, cor, idade, escolaridade, ser ou não a pessoa de referência na família, possuir residência rural ou urbana) e do mercado de trabalho (região geográfica, tempo semanal de trabalho, ser empregado permanente ou temporário e ter ou não carteira de

trabalho assinada). O objetivo é estimar a importância relativa de cada uma das variáveis quando todas as outras são levadas em consideração, ampliando o conhecimento sobre os efeitos de alguns dos principais mecanismos responsáveis pela desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira.

Na análise desenvolvida no capítulo anterior percebe-se forte desigualdade associada ao tipo de vínculo empregatício. Os empregados com carteira apresentaram rendimento médio e mediano muito superior ao observado para os empregados sem carteira. Situação análoga foi verificada quando comparados os empregados permanentes e temporários na agricultura brasileira, com desvantagem para os temporários. Alguns trabalhos verificaram as diferenças entre os empregados com e sem carteira de trabalho e os permanentes e temporários. Cunha (2008), ao estudar os diferenciais e os determinantes salariais dos empregados na agricultura brasileira, aponta para a redução da desigualdade salarial nesse setor a partir do início dos anos 1990, ressaltando ainda a redução dos diferenciais salariais entre os trabalhadores mais e menos qualificados, indicando uma queda da importância da variável escolaridade (como *proxy* da qualificação).

Balsadi e Graziano da Silva (2008) analisaram o mercado de trabalho assalariado agrícola rural e urbano, apontando para uma aparente polarização da qualidade do emprego entre trabalhadores temporários e permanentes. Conforme Hoffmann (2009), o conceito de polarização pode ser mais explorado, visto que existem indicadores específicos para medir o grau de polarização em uma determinada distribuição de rendimentos. É importante dizer que as medidas de polarização não se confundem com as medidas de desigualdade, pois o aumento (ou redução) em uma não implica necessariamente em aumento (ou redução) na outra⁴⁶.

A partir destas observações iniciais, o capítulo está estruturado em mais três partes. Na seção 3.2 será apresentada a metodologia utilizada para o ajuste das equações de rendimento, bem como as exclusões feitas na amostra. A seção 3.3 discutirá os resultados encontrados, evidenciando a importância relativa de algumas variáveis econômicas e sócio-demográficas que são condicionantes relevantes do rendimento individual dos empregados

⁴⁶ Para uma análise mais detalhada a respeito do tema polarização consultar Lopes (2009) e Hoffmann (2008 e 2009).

no setor agrícola brasileiro. Por fim, a seção 3.4 apresentará as conclusões finais do capítulo.

3.2 Procedimentos metodológicos

Para analisar os condicionantes da desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira foram utilizadas as informações da PNAD de 2008 referentes às pessoas empregadas em atividades agrícolas com declaração de rendimento do trabalho principal positivo, excluindo as pessoas sem informações de idade, escolaridade e cor. Foram excluídas as observações cuja jornada semanal no trabalho principal não foi informada ou foi menor do que 15 horas. As análises deste capítulo abrangem todo o país, inclusive a área rural da antiga região Norte (desconsiderada no estudo realizado no capítulo anterior dada a ausência destas informações até o ano de 2004).

Optou-se por trabalhar com as informações dos empregados permanentes e temporários e com e sem carteira de trabalho assinada, consoante ao que foi feito no capítulo anterior. Levou-se em conta somente os códigos 2 e 4 (referentes aos empregados permanentes na agricultura, silvicultura, ou criação de bovinos, bubalinos, caprinos, ovinos ou suínos e empregados temporários, respectivamente) da variável que define a posição na ocupação da pessoa ocupada em empreendimento do grupamento agrícola no trabalho único ou principal da semana de referência (v9008). Além disso, foram selecionados os empregados com carteira de trabalho assinada e os sem carteira de trabalho assinada (variável v4706 igual a 1 ou 4, respectivamente). Após todas as exclusões a amostra conta com um total de 8.210 observações, o que, considerando-se os pesos ou fatores de expansão, representa uma população de 4,321 milhões de pessoas.

Estima-se uma equação cuja variável dependente é o logaritmo do rendimento do trabalho principal de cada pessoa e as características individuais e do trabalho são as variáveis explicativas do modelo. A utilização do logaritmo da renda se justifica pela forte assimetria na distribuição da renda e/ou pelo fato de os efeitos serem aproximadamente multiplicativos ou proporcionais à renda (HOFFMANN, 2001).

As equações de rendimentos para os empregados na agricultura brasileira foram ajustadas seguindo o método dos Mínimos Quadrados Ponderados, usando o fator de

expansão associado a cada observação da amostra. Grande parte das variáveis explanatórias são variáveis binárias (ou *dummies*), assumindo o valor 1, se o indivíduo pertence a determinado grupo, ou 0, caso não pertença. Esta metodologia é uma adaptação da utilizada em trabalhos de Hoffmann e Simão (2005) e Oliveira (2009).

O modelo geral de regressão utilizado nas equações de rendimento é:

$$Y_j = \alpha + \sum_i \beta_i X_{ij} + u_j, \quad (11)$$

onde, α e β_i são parâmetros e u_j são erros aleatórios com propriedades estatísticas usuais (representando os efeitos de todas as variáveis que afetam o rendimento e não foram consideradas no modelo de regressão).

São consideradas as seguintes variáveis explanatórias:

- a) Uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para mulheres.
- b) A idade da pessoa, medida em dezenas de anos, e também o quadrado dessa variável, tendo em vista que Y não varia linearmente com a idade. A idade é medida em dezenas de anos apenas para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos. Se os parâmetros para idade e idade ao quadrado forem indicados por λ_1 e λ_2 , respectivamente, deve-se ter $\lambda_1 > 0$ e $\lambda_2 < 0$ e então o valor esperado de Y (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa for igual a $-\lambda_1/(2\lambda_2)$.
- c) A escolaridade, variando de 0 (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo) a 14 (no caso de pessoa com 14 anos de estudo) e assumindo valor 17 para a pessoa com 15 anos ou mais de estudo. Como o efeito da educação na renda se torna mais intenso depois de determinado nível de escolaridade, utiliza-se uma variável binária (Z_1) para captar essa mudança da influência da educação no rendimento. A variável binária assume valor 0 para quem tem escolaridade menor

ou igual a 10 anos e valor 1 para quem tem escolaridade maior do que 10 anos. Além da própria escolaridade (Esc), inclui-se, na equação de regressão, a variável $Z_1(Esc - 10)$. Se os coeficientes dessas duas variáveis forem β_1 e β_2 , respectivamente, então β_1 é o efeito de cada ano adicional de escolaridade até os 10 anos de estudo e, a partir desse ponto, esse efeito passa a ser $\beta_1 + \beta_2$. O modelo pressupõe que a relação entre Y e Esc tem a forma de uma poligonal com vértice no ponto de abscissa $Esc = 10$. Outra alternativa para captar o efeito da escolaridade foi o uso de 15 variáveis binárias, considerando como base as pessoas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo. Foram ajustados modelos utilizando estas duas maneiras de captar o efeito da escolaridade sobre o rendimento dos empregados na agricultura brasileira.

- d) Quatro variáveis binárias para distinguir cor: branca (tomada como base), indígena, preta, amarela e parda.
- e) O logaritmo do número de horas semanais de trabalho. O coeficiente dessa variável é a elasticidade do rendimento em relação ao tempo semanal de trabalho.
- f) Uma variável binária para distinguir a condição do indivíduo na família: pessoa de referência contra uma categoria de base que inclui todas as demais condições (cônjuge, filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico).
- g) Cinco variáveis binárias para distinguir seis regiões: Nordeste (tomada como base), Norte, Sudeste excluindo o Estado de São Paulo (MG+ES+RJ), Estado de São Paulo, Sul e Centro-Oeste.
- h) Uma variável binária que assume valor 1 quando o domicílio é rural e valor zero quando o domicílio é urbano.

- i) Uma variável assumindo valor 1 para os empregados permanentes e 0 para os empregados temporários.
- j) Uma variável binária assumindo valor 1 para os empregados com carteira e 0 para os sem carteira.

Serão estimadas quatro equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira, as quais diferem pela maneira de captar o efeito da escolaridade e pela inclusão ou não da situação do empregado – se permanente ou temporário e com ou sem carteira de trabalho. No modelo 1 o efeito da educação é captado por meio de variáveis binárias para distinguir 16 níveis de escolaridade (considerando como base as pessoas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo). No modelo 2 considera-se uma função em forma de poligonal, levando em conta o efeito-limiar da escolaridade sobre os rendimentos. Os modelos 3 e 4 se diferenciam também pela maneira de captar o efeito da escolaridade, mas incorporam a situação do empregado como variável explicativa do logaritmo do rendimento.

Além dos coeficientes estimados, será apresentada a contribuição marginal de cada um dos fatores para a soma de quadrados da regressão. Dividindo-se a soma de quadrados da contribuição do conjunto de variáveis associado a um fator⁴⁷ pela soma de quadrados da regressão, estima-se a contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados da regressão.

3.3 Os determinantes dos rendimentos dos empregados na agricultura brasileira

A Tabela 20 apresenta os coeficientes das regressões⁴⁸ (modelo 1 e 2) sem a situação do empregado (permanente ou temporário e com ou sem carteira de trabalho), diferindo apenas na maneira de captar o efeito da escolaridade sobre o rendimento. No caso

⁴⁷ Utilizou a soma de quadrados do Tipo II obtida por meio do comando *Proc GLM* do SAS.

⁴⁸ Inicialmente as regressões foram ajustadas incluindo uma variável binária para distinguir o trabalhador sindicalizado do não sindicalizado. Embora o sindicato seja apontado no capítulo 1 como uma fonte importante de desigualdade de rendimentos (a favor dos sindicalizados), no caso específico da agricultura não houve significância estatística dos coeficientes estimados para esta variável. Assim, optou-se por retirá-la do modelo. Tal fato é compreensível dadas as especificidades da produção agrícola, limitando a capacidade de organização e mobilização dos trabalhadores (exceção feita às negociações coletivas no setor canavieiro).

das variáveis binárias, é informado o valor da diferença percentual entre o rendimento esperado de uma categoria e o rendimento esperado da categoria tomada como base (após descontar os efeitos das demais variáveis explanatórias incluídas no modelo de regressão)⁴⁹. Constam também, os valores dos testes F , dos coeficientes de determinação do modelo (R^2) e o número de observações. A maioria dos fatores considerados nos modelos apresentou influência estatisticamente significativa ao nível de 1% (apenas as categorias de cor indígena, preta e amarela e a educação referente ao nível de 1 ano de estudo não foram significativos ao nível de 5%).

No que tange à discriminação por gênero, percebe-se que as mulheres possuem rendimento esperado, em média, 16,9% menor quando comparadas aos homens, sendo coerente com a existência de discriminações em relação às mulheres⁵⁰. As pessoas de cor parda possuem rendimento, em média, 4,1% inferior às pessoas de cor branca e as demais categorias de cor apresentaram coeficientes não significativos ao nível de 5%. Vale frisar que o coeficiente de cada fator representa a diferença que permanece depois de controlado o efeito de todas as outras variáveis incluídas na regressão.

Para a educação, com exceção do coeficiente estimado para o nível de escolaridade de 1 ano de estudo, todos os demais foram significativos ao nível de 1%. Chama a atenção a elevação da renda esperada associada aos níveis mais elevados de escolaridade, notadamente a partir do nono ano de estudo.

No modelo 2, considerando o efeito limiar da escolaridade, nota-se que o crescimento da renda esperada para os níveis de escolaridade superiores aos 10 anos de estudo é mais que o dobro do crescimento da renda esperada para níveis abaixo desse limite, reforçando a ideia de que o efeito da escolaridade sobre o rendimento torna-se mais intenso a partir de determinado nível de escolaridade. Hoffmann e Simão (2005) encontraram resultados similares para as pessoas ocupadas no Estado de Minas Gerais, analisando os dados do Censo Demográfico de 2000. De acordo com os autores, não é apropriado admitir que a relação entre o rendimento e a escolaridade seja linear, uma vez que ocorre substancial aumento da taxa de retorno da escolaridade a partir do limiar de 10

⁴⁹ Este valor percentual é calculado através da fórmula: $100[\exp(b) - 1]\%$.

⁵⁰ Para maior aprofundamento sobre os diferenciais de renda por sexo no mercado de trabalho, consultar Leone e Baltar (2008).

anos de estudo. Vale ressaltar que há certa arbitrariedade na escolha do limiar da escolaridade.

Com exceção da escolaridade, os demais coeficientes estimados no modelo 2 seguem a mesma tendência dos valores encontrados pelo modelo 1. O ajuste dos dois modelos se justifica, pois, quando forem inclusas as informações sobre a situação do empregado (permanente ou temporário e com ou sem carteira de trabalho), espera-se que o efeito da educação sofra redução. Com dois modelos que capturem de forma distinta o efeito da educação ficará mais evidente o impacto das variáveis de situação do empregado sobre os demais fatores e sobre o rendimento esperado dos empregados agrícolas.

O coeficiente do logaritmo das horas trabalhadas por semana, representando a elasticidade do rendimento em relação ao número de horas trabalhadas por semana, apresentou valor positivo de 0,9677. Significa dizer que um aumento de 1% no número de horas trabalhadas na semana eleva a renda esperada do empregado em cerca de 0,97%.

O fato de ser a pessoa de referência na família está associado a um rendimento, em média, 16% maior que os demais membros da família. A idade para a qual o rendimento esperado é máximo ficou em torno dos 42 anos de idade, sendo os primeiros anos de ‘experiência’ os que têm maior impacto sobre os salários.

Os resultados dos dois modelos apresentados na Tabela 20 evidenciam o forte desequilíbrio regional que caracteriza o país. Tomando a Região Nordeste como base, percebe-se que em todas as demais regiões do país os rendimentos esperados dos empregados agrícolas são maiores (em média). A maior diferença é a do Estado de São Paulo, com rendimento médio esperado 79% superior ao rendimento médio esperado da Região Nordeste. Nas regiões Centro-Oeste, Sul, Norte e MG+ES+RJ o rendimento esperado foi, em média, 77%, 46,8%, 41,9% e 37,4% superior ao do Nordeste. Há significativa desigualdade na remuneração dos empregados agrícolas associada à região geográfica, com situação claramente desfavorável para os empregados do Nordeste do país.

No que concerne à situação do domicílio, os residentes rurais estão em desvantagem, com rendimento esperado 8,5% menor que os empregados agrícolas com residência urbana. As variáveis inclusas nos modelos explicam cerca de 44% da soma de quadrados da regressão.

Tabela 20. Equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira, 2008.

Variável	Regressão com binárias para escolaridade (modelo 1)		Regressão com efeito poligonal para escolaridade (modelo 2)	
	Coefficientes	Renda esperada ¹	Coefficientes	Renda esperada ¹
Constante	1,3034	-	1,2990	-
Sexo feminino	-0,1849	-16,9	-0,1841	-16,8
Idade/10	0,3151	-	0,3212	-
(Idade/10) ²	-0,0373	-	-0,0380	-
Escolaridade (binárias)	(³)	-	-	-
Escolaridade <=10 anos	-	-	0,0316	3,2
Escolaridade > 10 anos	-	-	0,0438	7,8 ⁽⁴⁾
Cor: Indígena	-0,2513ns	-22,2	-0,2515ns	-22,2
Preta	-0,0049ns	-0,5	-0,0064ns	-0,6
Amarela	0,0896ns	9,4	0,0850ns	8,9
Parda	-0,0422	-4,1	-0,0431	-4,2
Log (horas trab./semana)	0,9677	-	0,9672	-
Pessoa de refer. na fam.	0,1483	16,0	0,1475	15,9
Região: Norte	0,3496	41,9	0,3514	42,1
RJ+ES+MG	0,3179	37,4	0,3214	37,9
SP	0,5841	79,3	0,5880	80,0
Sul	0,3837	46,8	0,3857	47,1
Centro-Oeste	0,5747	77,7	0,5769	78,1
Domicílio rural	-0,0885	-8,5	-0,0877	-8,4
Número de observações	8.210	-	8.210	-
Teste F ⁽²⁾	218,36	-	383,23	-
R ²	0,4447	-	0,4430	-

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE de 2008.

Notas: A notação 'ns' assinala os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

⁽¹⁾ Diferença percentual entre os rendimentos estimados da categoria considerada e da categoria tomada como base.

⁽²⁾ Os valores de *F* são estatisticamente significativos ao nível de 1%, indicando a significância do conjunto de variáveis explicativas para o modelo ajustado.

⁽³⁾ Os valores da diferença percentual entre o rendimento esperado de cada categoria e o rendimento esperado da escolaridade igual a zero, são: 4,6 para 1 ano (não significativo ao nível de 5%); 6,8 para 2 anos; 12,0 para 3 anos; 16,0 para 4 anos; 17,0 para 5 anos; 22,8 para 6 anos; 23,4 para 7 anos; 28,5 para 8 anos; 17,5 para 9 anos; 41,4 para 10 anos; 53,4 para 11 anos; 50,4 para 12 anos; 180,4 para 13 anos; 163,5 para 14 anos; e 120,8 para 15 anos ou mais de estudo.

⁽⁴⁾ Este é o crescimento percentual do rendimento associado a 1 ano adicional de estudo, depois de ultrapassado os 10 anos, obtido através do cálculo $100[\exp(0,0316 + 0,0438) - 1]\% = 7,8$.

A Tabela 21 apresenta os resultados das regressões incluindo a situação do empregado na determinação do rendimento. Importa mencionar que a inclusão da situação do empregado alterou grande parte dos coeficientes das variáveis que já estavam nos

modelos. No caso da variável sexo, como era de se esperar, as mulheres continuaram com rendimento esperado inferior ao dos homens em 17%, em média. A idade para a qual o rendimento é máximo sobe para os 43 anos de idade. Os coeficientes para as categorias de cor indígena, preta e amarela também não são significativos ao nível de 5% e as pessoas de cor parda apresentaram rendimento esperado, em média, 3,8% inferior ao rendimento esperado para as pessoas brancas. Houve redução no coeficiente que representa a elasticidade do rendimento em relação às horas trabalhadas por semana caindo de 0,97 (nos modelos 1 e 2) para 0,78 (nos modelos 3 e 4) e a renda esperada associada à pessoa de referência na família também se reduziu (os chefes de família apresentaram rendimento esperado, em média, 8,2% maior que os demais membros da família).

No que tange às diferenciações regionais, a Região Centro-Oeste apresentou maior diferencial em comparação ao Nordeste. As estimativas sugerem que o rendimento esperado dos empregados agrícolas da Região Centro-Oeste são, em média, 60,3% superiores ao rendimento esperado dos empregados agrícolas do Nordeste. Em seguida, aparecem os empregados agrícolas do Estado de São Paulo (com rendimento esperado 50% superior ao Nordeste), Norte (com diferencial de 43,2%), Sul (com diferencial de 38%) e MG+ES+RJ (com diferencial de 29,8% em relação ao Nordeste). A renda esperada associada à situação do domicílio também foi menor nos modelos 3 e 4, com desvantagem para os residentes rurais (rendimento esperado 6,8% menor em relação aos residentes urbanos).

No que se refere à situação do empregado, o fato de ser permanente está associado a um rendimento esperado, em média, 11,2% superior em relação ao empregado temporário. Vale notar que, analisando o rendimento médio de cada grupo de empregados, sem controlar o efeito das demais variáveis explanatórias, esta diferença sobe para 64% a favor dos empregados permanentes.

Já no que diz respeito à carteira de trabalho assinada o diferencial de rendimento é ainda maior, tanto para a renda esperada como para a diferença entre médias. Os empregados com carteira de trabalho apresentaram rendimento esperado 53,5% superior, tomando os empregados sem carteira como base e controlando o efeito das demais variáveis inclusas no modelo. A diferença entre médias foi de 97,2% em benefício dos empregados com carteira. Os resultados mostram que há maiores assimetrias relacionadas à

formalização ou não das relações de trabalho do que ao fato de ser permanente ou temporário na agricultura.

Tabela 21. Equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira, 2008.

Variável	Regressão com binárias para escolaridade (modelo 3)		Regressão com efeito poligonal para escolaridade (modelo 4)	
	Coefficientes	Renda esperada ⁽¹⁾	Coefficientes	Renda esperada ⁽¹⁾
Constante	2,0757	-	2,0783	-
Sexo feminino	-0,1865	-17,0	-0,1857	-16,9
Idade/10	0,2205	-	0,2249	-
(Idade/10) ²	-0,0251	-	-0,0257	-
Escolaridade (binárias)	⁽³⁾	-	-	-
Escolaridade <=10 anos	-	-	0,0218	2,2
Escolaridade > 10 anos	-	-	0,0470	7,1 ⁽⁴⁾
Cor: Indígena	-0,1508ns	-14,0	-0,1490ns	-13,8
Preta	-0,0159ns	-1,6	-0,0174ns	-1,7
Amarela	0,1126ns	11,9	0,1075ns	11,4
Parda	-0,0389	-3,8	-0,0397	-3,9
Log (horas trab./semana)	0,7784	-	0,7777	-
Pessoa de refer. na fam.	0,0787	8,2	0,0787	8,2
Região: Norte	0,3591	43,2	0,3615	43,5
RJ+ES+MG	0,2609	29,8	0,2657	30,4
SP	0,4055	50,0	0,4085	50,5
Sul	0,3221	38,0	0,3260	38,5
Centro-Oeste	0,4718	60,3	0,4749	60,8
Domicílio rural	-0,0700	-6,8	-0,0692	-6,7
Trabalhador permanente	0,1061	11,2	0,1072	11,3
Trabalhador com carteira	0,4285	53,5	0,4282	53,4
Número de observações	8.210	-	8.210	-
Teste F ⁽²⁾	284,75	-	477,78	-
R ²	0,5270	-	0,5257	-

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE de 2008.

Notas: A notação 'ns' assinala os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

⁽¹⁾ Diferença percentual entre os rendimentos estimados da categoria considerada e da categoria tomada como base.

⁽²⁾ Os valores de *F* são estatisticamente significativos ao nível de 1%, indicando a significância do conjunto de variáveis explicativas para o modelo ajustado.

⁽³⁾ Os valores da diferença percentual entre o rendimento esperado de cada categoria e o rendimento esperado da escolaridade igual a zero, são: 1,8 para 1 ano (não significativo ao nível de 5%); 6,3 para 2 anos; 9,4 para 3 anos; 12,0 para 4 anos; 13,7 para 5 anos; 16,7 para 6 anos; 16,7 para 7 anos; 18,9 para 8 anos; 9,3 para 9 anos; 28,5 para 10 anos; 35,0 para 11 anos; 47,0 para 12 anos; 124,7 para 13 anos; 141,5 para 14 anos; e 96,0 para 15 anos ou mais de estudo.

⁽⁴⁾ Este é o crescimento percentual do rendimento associado a 1 ano adicional de estudo, depois de ultrapassado os 10 anos, obtido através do cálculo $100[\exp(0,0470 + 0,0218) - 1]\% = 7,1$.

A Tabela 22 analisa a contribuição marginal⁵¹ de cada fator para a soma de quadrados de regressão dos quatro modelos ajustados. Percebe-se que os resultados dos modelos 1 e 2 e dos modelos 3 e 4 são muito próximos, com exceção da escolaridade. Vale destacar a baixa contribuição da escolaridade para a soma de quadrados de regressão, mesmo quando não são inclusas as variáveis referentes à situação do empregado. Há poucas alterações na contribuição marginal das variáveis sexo e cor.

A contribuição marginal da escolaridade cai substancialmente quando são incluídas as variáveis de situação do empregado. De modo geral, a contribuição marginal da escolaridade cai pela metade quando são inseridas as variáveis que distinguem os empregados permanentes e temporários e os empregados com e sem carteira de trabalho (para os modelos 1 e 2 a contribuição marginal da escolaridade foi de aproximadamente 6,0%, caindo para 3,0% nos modelos 3 e 4). Esta baixa contribuição da educação pode estar relacionada às restrições da amostra, trabalhando com um número reduzido de observações. Ajustando as mesmas regressões (binárias e efeito poligonal para a escolaridade) para todas as pessoas ocupadas na agricultura brasileira e considerando o rendimento de todos os trabalhos, a contribuição marginal da escolaridade para a soma de quadrados da regressão sobre para 13,9% no modelo com as 15 binárias, e 13,4% no modelo com formato poligonal para escolaridade.

Houve redução na contribuição do logaritmo das horas semanais de trabalho e das variáveis que distinguem a pessoa de referência na família, a região geográfica e a situação do domicílio (rural ou urbano). O fato de ser permanente ou temporário contribuiu pouco para a soma de quadrados da regressão. No entanto, a contribuição marginal da variável que diferencia os trabalhadores com carteira assinada dos sem carteira foi a segunda maior (11,1% ou 11,2%, dependendo do modelo utilizado), perdendo somente para as horas semanais de trabalho.

A baixa contribuição marginal da educação para a soma de quadrados da regressão não deve ser utilizada como único critério para definir a importância dessa variável sobre o rendimento dos empregados agrícolas. É importante lembrar que, conforme foi destacado no capítulo anterior, os empregados com carteira de trabalho e permanentes apresentaram

⁵¹ Vale mencionar que, devido à colinearidade entre os fatores, a soma das contribuições marginais dos fatores é muito menor do que 100%.

escolaridade média⁵² consideravelmente superior em comparação aos empregados sem carteira e temporários. Esta constatação revela a necessidade de ampliação mais rápida da escolaridade média dos empregados no setor agrícola combinada com medidas mais eficazes de fiscalização⁵³ das relações de trabalho neste setor.

Tabela 22. Contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados das regressões ajustadas.

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Sexo	1,3%	1,3%	1,1%	1,1%
Idade	2,3%	2,5%	1,0%	1,0%
Escolaridade	6,5%	6,2%	3,2%	3,0%
Horas trab./semana	27,3%	27,4%	14,0%	14,0%
Cor	0,2%	0,2%	0,1%	0,1%
Pessoa de refer. na fam.	1,6%	1,6%	0,4%	0,4%
Região	18,7%	19,2%	9,5%	9,8%
Domicílio rural	0,7%	0,7%	0,4%	0,4%
Empregado permanente	-	-	0,8%	0,8%
Empregado com carteira	-	-	11,1%	11,2%

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE de 2008.

Considerando os empregados permanentes e temporários, a Tabela 23 apresenta os resultados das equações de rendimento ajustadas para estas duas categorias de empregados tomados separadamente. Os dois modelos ajustados levaram em conta o efeito da escolaridade medido na forma de uma função poligonal (com vértice no décimo ano de estudo). Com relação à discriminação por sexo, percebe-se que em ambos os casos as mulheres possuem, em média, menor rendimento esperado que os homens (17,8% menores para as mulheres trabalhadoras temporárias e 18,4% menores para as mulheres trabalhadoras permanentes). Nota-se que a escolaridade afeta de forma distinta o rendimento dos empregados temporários e permanentes, mostrando-se mais importante para os permanentes, principalmente quando se analisa a taxa de retorno associada aos

⁵² Mesmo assim, a escolaridade média dos empregados no setor agrícola é inferior à média dos demais setores de atividade. De acordo com Cunha (2008), em 2005, a escolaridade média das pessoas empregadas na agricultura era de 3,5 anos contra 8,1 anos de média para o Brasil. Além disso, Balsadi e Silva (2009), analisando a situação dos empregados temporários e permanentes na agricultura paulista, constatam que em 2007, 34,4% dos empregados estavam concentrados na faixa de trabalhadores sem instrução.

⁵³ Staduto *et al.* (2002) destacaram que de fato a efetivação de qualquer dispositivo legal depende, em grande medida, da eficiência das instituições jurídicas.

níveis mais elevados de escolaridade. Os coeficientes das categorias de cor para os empregados temporários foram todos não significativos ao nível de 5%. Para os empregados permanentes, apenas a cor parda apresentou nível de significância razoável (5%), conferindo rendimento esperado 4,8% menor em relação aos brancos. A sensibilidade do rendimento à quantidade de horas trabalhadas é maior para os empregados temporários. Este fato pode ser explicado, pois, em grande parte dos casos, o trabalhador temporário é pago por produtividade (um bom exemplo é o caso dos trabalhadores na colheita da cana-de-açúcar). Sendo assim, o seu rendimento aumenta conforme ao aumento do seu tempo semanal dedicado ao trabalho. Ser a pessoa de referência na família é mais importante entre os empregados permanentes, recebendo, em média, 12% a mais que os demais membros da família.

As diferenças de rendimento associadas à região geográfica são importantes tanto para os temporários quanto para os permanentes. Como era de se esperar, todas as regiões apresentaram diferenciais positivos no rendimento esperado em relação ao Nordeste. O maior, para ambos os casos, foi o do Centro-Oeste. O local de residência não apresentou coeficiente significativo (ao nível de 5%) para os empregados temporários e para os permanentes constata-se que o rendimento esperado dos empregados com domicílio rural foi, em média, 6,7% menor em comparação com os domiciliados urbanos.

A diferença referente à carteira de trabalho assinada é maior para os empregados temporários. Neste caso, os empregados com carteira assinada apresentaram um rendimento esperado 69% superior ao rendimento dos empregados temporários sem carteira. Com base no rendimento médio (sem controles), verifica-se que os empregados temporários com carteira tinham rendimentos 101,2% superiores aos dos temporários sem carteira.

Para os trabalhadores permanentes, a carteira de trabalho assinada é responsável por uma renda esperada 47,1% maior em relação aos empregados sem carteira. O rendimento médio dos empregados permanentes com carteira é 67,6% maior que o rendimento médio dos empregados permanentes sem carteira. Percebe-se que mesmo entre os empregados permanentes a carteira de trabalho desempenha papel importante na determinação do rendimento, conferindo diferencial significativo em favor dos empregados do segmento formal do mercado de trabalho agrícola.

Tabela 23. Equações de rendimento para os empregados temporários e permanentes na agricultura brasileira, 2008.

Variável	Temporários		Permanentemente	
	Coefficientes	Renda esperada ⁽¹⁾	Coefficientes	Renda esperada ⁽¹⁾
Constante	1,5909	-	2,9951	-
Sexo feminino	-0,1963	-17,8	-0,2030	-18,4
Idade/10	0,1907	-	0,2787	-
(Idade/10) ²	-0,0212	-	-0,0320	-
Escolaridade <=10 anos	0,0163	1,6	0,0280	2,8
Escolaridade > 10 anos	-0,0501	-3,3 ⁽³⁾	0,0612	9,3 ⁽³⁾
Cor: Indígena	-0,1842ns	-16,8	-0,0792ns	-7,6
Preta	0,0112ns	1,1	-0,0358ns	-3,5
Amarela	-0,3582ns	-30,1	0,1115ns	11,8
Parda	-0,0276ns	-2,7	-0,0496	-4,8
Log (horas trab./semana)	0,9179	-	0,5422	-
Pessoa de refer. na fam.	0,0447	4,6	0,1135	12,0
Região: Norte	0,3538	42,4	0,3564	42,8
RJ+ES+MG	0,3626	43,7	0,1709	18,6
SP	0,4408	55,4	0,3700	44,8
Sul	0,3744	45,4	0,2908	33,8
Centro-Oeste	0,4563	57,8	0,4650	59,2
Domicílio rural	-0,0311ns	-3,1	-0,0696	-6,7
Trabalhador com carteira	0,5246	69,0	0,3858	47,1
Número de observações	3.712	-	4.498	-
Teste F ⁽²⁾	187,01	-	208,81	-
R^2	0,4768	-	0,4563	-

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE de 2008.

Notas: A notação 'ns' assinala os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

⁽¹⁾ Diferença percentual entre os rendimentos estimados da categoria considerada e da categoria tomada como base.

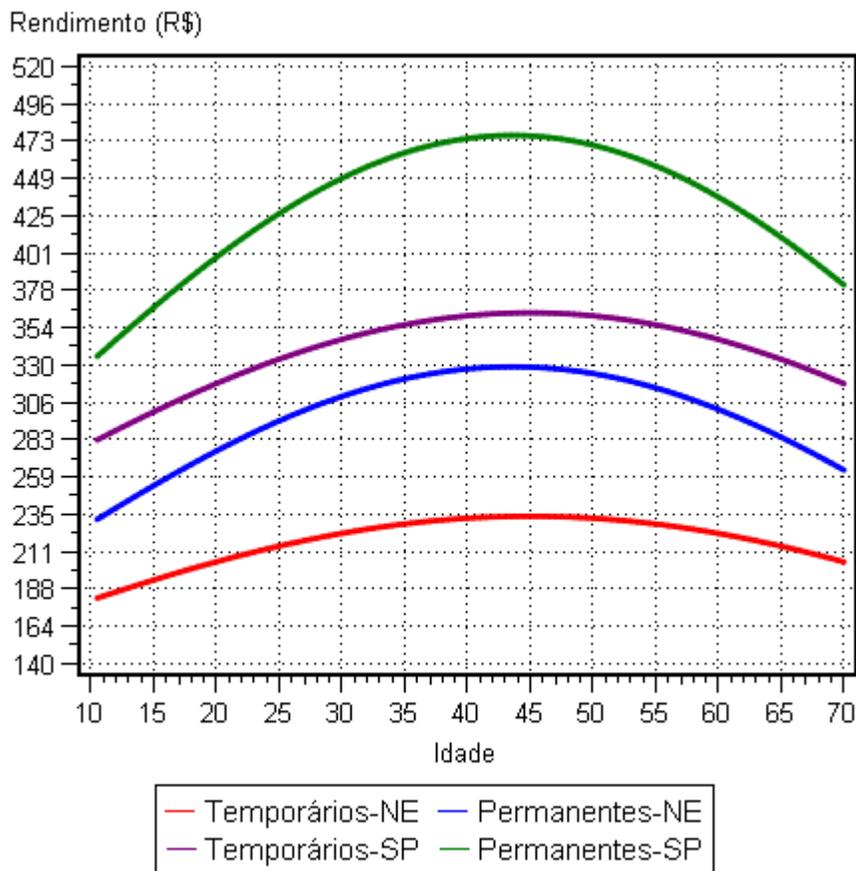
⁽²⁾ Os valores de F são estatisticamente significativos ao nível de 1%, indicando a significância do conjunto de variáveis explicativas para o modelo ajustado.

⁽³⁾ Este é o crescimento percentual do rendimento associado a 1 ano adicional de estudo, depois de ultrapassado os 10 anos, obtido através do cálculo $100[\exp(-0,0501 + 0,0613) - 1]\% = -3,3$ ou $100[\exp(0,0280 + 0,0612) - 1]\% = 9,3$.

É interessante analisar de forma mais detalhada a relação entre o rendimento médio e a idade dos empregados agrícolas. No caso específico da atividade agrícola, a idade, como *proxy* da experiência, pode ser questionada. Na maioria das vezes esta atividade está associada ao serviço braçal, de uso intensivo da força física. Assim, espera-se que a idade para a qual o rendimento é máximo seja menor do que nos demais setores de atividade econômica. Além disso, no caso dos empregados temporários, o rendimento máximo deve estar associado a uma idade menor comparativamente aos empregados permanentes, pois o trabalho temporário na agricultura está ligado às etapas de plantio e colheita, nas quais pode ser particularmente relevante o uso da força física.

O Gráfico 13 mostra a estimativa do rendimento médio em função da idade para os empregados permanentes e temporários do Estado de São Paulo e da Região Nordeste⁵⁴. No geral, percebe-se a elevada diferença de rendimento associada à localização geográfica tanto dos empregados permanentes, quanto dos temporários. Não há diferenças significativas no ponto de máximo das curvas, sendo que a idade para qual o rendimento é máximo fica em torno de 43 anos. A relação entre idade e rendimento desses empregados assume a forma de “U invertido”, com rendimentos crescentes até por volta dos 43 anos de idade, declinando a partir de então. Todavia, vale destacar que, no caso dos empregados permanentes (tanto em São Paulo como no Nordeste), o rendimento apresenta uma trajetória de crescimento mais associada à elevação da idade. No Gráfico 13 as curvas para os empregados permanentes são mais inclinadas, enquanto para os empregados temporários são mais suaves. Pode-se concluir que, a idade, enquanto variável *proxy* da experiência, exerce maior influência sobre os rendimentos dos empregados permanentes.

⁵⁴ O gráfico foi construído levando em conta um homem de cor branca, não sendo a pessoa de referência na família, com residência urbana e sem carteira de trabalho. Vale enfatizar que a utilização deste grupo não altera a trajetória das curvas.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra omicilios/IBGE, 2008.

Gráfico 13. Estimativa do rendimento médio em função da idade para os empregados permanentes e temporários no Estado de São Paulo e Região Nordeste, 2008.

Conforme foi apresentado no capítulo anterior, a proporção de empregados com carteira assinada é maior entre os empregados permanentes. De acordo com a Tabela 7 (do capítulo 2), em 2008, quase 60% dos empregados permanentes pertenciam ao segmento formal do mercado de trabalho, contra 16% dos empregados temporários. Apesar do aumento do grau de formalização do emprego na agricultura nos últimos anos (principalmente entre 2002 e 2008), é fundamental que haja crescimento das relações formais, sobretudo entre os empregados temporários. Mais uma vez, vale mencionar o importante papel da fiscalização e a adoção de políticas que disseminem o trabalho formal na agricultura brasileira.

A análise da contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados das regressões ajustadas permite visualizar de forma mais clara o impacto relativo das diversas variáveis explicativas sobre o rendimento dos empregados temporários e permanentes. A Tabela 24 mostra que entre os empregados temporários a maior importância relativa foi a do número de horas semanais de trabalho, seguida da região geográfica e da variável que distingue os empregados com e sem carteira de trabalho. Nota-se a pequena contribuição marginal da escolaridade em comparação com os empregados permanentes.

Para os empregados permanentes a carteira de trabalho apresentou maior importância relativa na determinação do rendimento. Em seguida aparece a região geográfica e o número de horas semanais de trabalho.

Tabela 24. Contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados das regressões ajustadas.

Variável	Temporários	Permanentes
Sexo	1,8%	1,6%
Idade	0,9%	2,2%
Escolaridade	0,7%	9,5%
Horas trab./semana	26,9%	7,8%
Cor	0,2%	0,3%
Pessoa de refer. na fam.	0,1%	1,1%
Região	12,8%	14,4%
Domicílio rural	0,1%	0,6%
Empregado com carteira	12,0%	17,6%

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE de 2008.

3.4 Considerações finais

Neste capítulo foram investigados os principais determinantes da desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira no ano de 2008. As informações da PNAD permitiram avaliar o impacto de diferentes variáveis sobre o rendimento destes empregados, refletindo as principais fontes de desigualdade. Vale destacar a forte diferenciação dos rendimentos associada à região geográfica, refletindo os históricos desequilíbrios regionais do país, notadamente com piores condições para a região Nordeste.

A discriminação por sexo ainda é um fator determinante da desigualdade de rendimentos, mesmo com algumas pesquisas apontando para a redução do hiato de renda associado ao gênero.

A educação, apesar de seus efeitos extrapolarem a determinação da renda, sendo indiscutivelmente necessária para a garantia da cidadania das pessoas, não apresentou impacto preponderante nas atividades agrícolas, com todas as ressalvas feitas sobre o fato de que os empregados com carteira e permanentes são os que possuem maior escolaridade média e também maiores rendimentos. Neste caso há uma determinação que combina aspectos do mercado de trabalho com os atributos individuais dos trabalhadores e as políticas de redução da desigualdade no setor agrícola devem contemplar estes dois pontos, de um lado garantindo e ampliando a oferta e a qualidade da educação/qualificação dos trabalhadores e de outro fiscalizando de forma mais intensa as relações de trabalho.

Comparando os empregados temporários e permanentes percebe-se que há diferenças significativas no efeito de algumas variáveis sobre a determinação do rendimento desses empregados analisados separadamente. As principais diferenças são referentes ao impacto da educação e da carteira de trabalho. No caso da educação, como a escolaridade média dos empregados temporários é menor do que a média de anos de estudo dos empregados permanentes, seu efeito foi mais intenso entre estes últimos, principalmente quando se considera os níveis mais elevados de escolaridade. O efeito da carteira de trabalho assinada é mais forte entre os empregados temporários, porém, igualmente importante para os empregados permanentes. Reafirma-se a necessidade de disseminação das relações de trabalho formais na agricultura, juntamente com políticas educacionais.

CONCLUSÕES

A dissertação investigou as principais características da distribuição de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira (classificados como permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho) no período de 1992-2008. Além de analisar determinantes clássicos da desigualdade na distribuição dos rendimentos individuais (como a educação, a idade, a cor, o sexo, a região geográfica, o setor de atividade econômica, a posição na ocupação e o grau de formalização do trabalho), destaca-se a influência do salário mínimo real enquanto variável importante na determinação dos rendimentos no mercado de trabalho. O objetivo foi mostrar que, no caso da agricultura, o salário mínimo real afeta de maneira distinta as diferentes categorias de trabalhadores agrícolas.

Investigou-se, no geral, a evolução da população ocupada em atividades agrícolas e, em particular, do número de empregados neste setor. Constatou-se que, apesar da queda no número de ocupados, a categoria dos empregados corresponde a um significativo contingente da PEA agrícola no Brasil, justificando a presente pesquisa. Considerando a segmentação dos empregados em permanentes ou temporários e com ou sem carteira de trabalho, foram levantadas informações sobre o rendimento e as características produtivas (escolaridade, idade e horas trabalhadas por semana) destas categorias de trabalhadores.

No que diz respeito às diferenças de rendimento entre os empregados permanentes e temporários, mostrou-se que os permanentes levam vantagem, analisando-se o rendimento médio e o mediano. Analisando-se a desigualdade dentro de cada uma destas categorias de trabalhadores, percebeu-se que, no geral, as medidas de desigualdade apresentaram valores mais elevados, e resistentes à queda, no caso dos empregados temporários. Foi possível também avaliar a importância da diferença entre empregados permanentes e temporários na desigualdade total. Com base na decomposição das medidas T e L de Theil foi possível observar que a diferença entre estas categorias de trabalhadores correspondia a aproximadamente 12% da desigualdade total, em 2008.

Com respeito às características produtivas, os empregados permanentes apresentaram escolaridade média superior aos temporários, mas os dados mostraram que o hiato educacional entre estes trabalhadores vem se reduzindo ao longo do tempo. De modo geral houve crescimento da escolaridade média dos empregados agrícolas tomados como

um todo, mas não na velocidade desejada. A média de escolaridade dos empregados agrícolas é ainda muito baixa quando comparada com a dos empregados nos demais setores de atividade econômica. A média de horas trabalhadas por semana apresentou tendência declinante ao longo do período estudado. Comparativamente aos permanentes, os empregados temporários apresentaram menor média de horas trabalhadas por semana. Investigou-se também a evolução da idade desses trabalhadores, que vem aumentando, acompanhando uma tendência geral de envelhecimento da população.

Analisando os empregados com e sem carteira de trabalho, a situação foi análoga ao que foi observado para os empregados permanentes e temporários. Tanto o rendimento médio quanto o mediano dos empregados com carteira foram superiores aos valores correspondentes para os empregados sem carteira. É importante mencionar que, enquanto o rendimento dos empregados com carteira cresceu aproximadamente 50% entre 1996 e 2008, o dos empregados sem carteira cresceu apenas 17% neste período. A desigualdade de rendimentos foi nitidamente superior para os empregados sem carteira e, entre 1995 e 2008 não houve alteração significativa na desigualdade entre estes empregados (o índice de Gini foi de aproximadamente 0,34 neste período). No caso dos empregados com carteira ocorreu redução em todas as medidas de desigualdade analisadas. A análise da decomposição das medidas de desigualdade mostrou significativa importância da diferença entre empregados com e sem carteira de trabalho na desigualdade total. Os resultados mostraram um aumento do diferencial de rendimentos entre os empregados com e sem carteira de trabalho.

Segundo a análise das características produtivas dos empregados com e sem carteira, houve redução do hiato educacional entre estes trabalhadores, porém com vantagens significativas para os com carteira, que apresentaram maior escolaridade média (apesar da maior escolaridade média, a maior taxa de crescimento entre 1992 e 2008 foi dos empregados sem carteira, 90,8%). No que concerne ao número médio de horas trabalhadas por semana, obviamente, por se tratar do mesmo conjunto de trabalhadores, assim como observado para os empregados permanentes e temporários, houve tendência de queda deste número no período 1992-2008. Também entre estes trabalhadores ocorreu elevação da idade média, com aparente tendência de convergência de idade entre os empregados com e os sem carteira.

Também foi feito um esforço de relacionar o comportamento das medidas de desigualdade com a elevação do salário mínimo real. Neste sentido, a hipótese central desta dissertação foi a de que o salário mínimo exerce diferentes impactos quando analisadas as distribuições de rendimentos das distintas categorias de empregados agrícolas. Os resultados mostraram que, quanto aos empregados permanentes, o salário mínimo exerce função de piso salarial, afetando principalmente o rendimento dos estratos mais baixos da distribuição (1º quartil). Em 2008, 23,6% dos empregados permanentes obtiveram rendimento inferior ao salário mínimo, 50,4% apresentaram rendimento superior ao mínimo e 25,9% desses empregados declararam ter rendimento igual ao salário mínimo.

Para os empregados temporários a situação foi radicalmente diferente. O salário mínimo parece balizar os rendimentos dos estratos mais elevados da distribuição. Pelo menos a partir de 2001 o salário mínimo real coincide com o terceiro quartil da distribuição. O que chamou atenção foi que, em 2008, 67% dos empregados temporários obtiveram rendimento inferior a um salário mínimo, 24,6% desses empregados declararam ter rendimento superior ao mínimo e apenas 8,8% recebiam exatamente um salário mínimo.

Para os empregados com carteira, o efeito do salário mínimo real foi semelhante ao observado para os empregados permanentes, porém de forma mais contundente. O salário mínimo serve de indexador para os rendimentos mais baixos da distribuição, de modo que, entre os empregados com carteira apenas 1,6% tiveram rendimento inferior ao mínimo, em 2008. A situação dos empregados sem carteira pode ser comparada à dos temporários. Novamente, o salário mínimo parece balizar os rendimentos mais elevados, de modo que 68,7% destes empregados apresentaram rendimento inferior ao mínimo. Fica claro que dentre as quatro categorias de trabalhadores pesquisados a pior situação é a dos empregados sem carteira.

Isto mostra que na agricultura o efeito do salário mínimo, enquanto mecanismo de proteção dos trabalhadores localizados nos estratos inferiores da distribuição é nítido apenas no segmento mais estruturado do mercado de trabalho (permanentes e com carteira).

Como forma de reforçar estas conclusões a respeito do efeito do salário mínimo real sobre a desigualdade entre estes diferentes tipos de empregados, foram ajustadas regressões da relação entre as medidas de desigualdade (índice de Gini, T e L de Theil) e o salário mínimo real. Os resultados mostraram correlações negativas e significativas (ao nível de

5%) entre estas variáveis para os empregados com carteira e os permanentes. Estas informações indicam que, para os empregados permanentes e com carteira, a elevação do valor real do salário mínimo foi um dos fatores que contribuíram para a queda da desigualdade. Para os empregados temporários e sem carteira estes testes não foram significativos. Estas informações permitem concluir que, no caso específico da agricultura, o “efeito farol”, segundo o qual o salário mínimo teria o papel de sinalizador para os rendimentos dos setores não estruturados do mercado de trabalho, atinge somente os estratos de renda relativamente mais elevados da distribuição.

No presente trabalho foram ajustadas equações de rendimento para os empregados na agricultura brasileira, com base nas informações da PNAD de 2008. Além dos determinantes clássicos, usualmente inseridos como variáveis explicativas destes modelos (sexo, idade, escolaridade, cor, região geográfica, horas trabalhadas por semana, pessoa de referência na família e situação do domicílio) foram inseridas mais duas variáveis: uma para diferenciar os empregados permanentes dos temporários e outra para diferenciar os com carteira dos sem carteira. O fato de ter carteira assinada conferiu aos trabalhadores um rendimento esperado 53,5% superior em relação aos trabalhadores sem carteira. O diferencial oriundo da condição de permanente ou temporário foi menor. Os trabalhadores permanentes obtiveram rendimento esperado 11,2% superior em relação aos temporários.

Em regressões separadas para os empregados permanentes e temporários foi possível constatar que o rendimento esperado dos trabalhadores temporários com carteira assinada é, em média, 69% superior ao rendimento dos temporários sem carteira. Para os empregados permanentes, o fato de ter carteira de trabalho assinada é responsável por uma diferença média no rendimento esperado da ordem de 47,1%. A análise da contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados das regressões ajustadas permitiu visualizar de forma mais clara o impacto relativo das diversas variáveis explicativas sobre o rendimento dos empregados temporários e permanentes. Entre os empregados temporários a maior importância relativa foi a do número de horas semanais de trabalho, seguida da região geográfica e da variável que distingue os empregados com e sem carteira de trabalho. Para os empregados permanentes a carteira de trabalho apresentou maior importância relativa na determinação do rendimento. Em seguida, apareceu a região geográfica e o número de horas semanais de trabalho.

Por fim, cabe ressaltar a importância de políticas baseadas em uma visão do desenvolvimento da agricultura enquanto mecanismo de combate à desigualdade e à pobreza. Com medidas que vão desde o aumento da fiscalização das relações de trabalho na agricultura, disseminando contratos formais de trabalho, até o investimento massivo em educação e qualificação da população, pode-se pensar em um cenário mais otimista em relação à mitigação da pobreza e da desigualdade de rendimentos no país.

Do mesmo modo, torna-se fundamental a manutenção dos ganhos acumulados do salário mínimo real. O desafio é fazer com que estes ganhos contemplem a totalidade dos trabalhadores agrícolas do país, especialmente os temporários, reduzindo a desigualdade e a pobreza.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARBACHE, J. S., CARNEIRO, F. *Unions and interindustry wage differentials*. World Development, v. 27, n. 10, p.1.875-1.883, 1999.
- BALSADI, O. V. *O mercado de trabalho assalariado na agricultura brasileira*. 1. ed. São Paulo: Hucitec, 2008.
- BALSADI, O. V.; SILVA, A. R. Emprego permanente e temporário na agricultura paulista no período 2004-07. *Informações Econômicas* (Impresso), v. 39, p. 34-46, 2009.
- BALSADI, O. V.; GRAZIANO DA SILVA, J. A polarização da qualidade do emprego na agricultura brasileira no período 1992-2004. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 17, n. 3 (34), p. 343-524, dez. 2008.
- BALTAR, P.; DEDECCA, C. S.; KREIN, J. D. (orgs.) *Salário mínimo e desenvolvimento*. Campinas, 2005.
- BARROS, R. P. ; MENDONÇA, Rosane ; HENRIQUES, Ricardo . *Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002 (Texto para Discussão - IPEA).
- BARROS, R. P. de. A efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente* (volume 2). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, v. 1, 2006.
- BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, v. 2, 2007a.
- BARROS, R. P. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R.. *A Recente Queda da Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educacional Brasileiro da Última Década*. Texto para discussão n. 1304, IPEA, Rio de Janeiro, Setembro de 2007b.
- BELIK, W. Agroindústria e política agroindustrial no Brasil. In: RAMOS, P. (org.) *Dimensões do Agronegócio Brasileiro: políticas, instituições e perspectivas*. Brasília: MDA, 2007.
- CACCIAMALI, M. C. Pode o salário mínimo balizar a estrutura salarial das firmas? Argumento a favor da política ativa de salário mínimo. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C. S.; KREIN, J. D. (orgs). *Salário mínimo e desenvolvimento*. Campinas, 2005.

- COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. *Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002 (Texto para Discussão 898).
- CORRÊA, A. M. C. J. *Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira*. Piracicaba: UNIMEP, 1998.
- CUNHA, M. S. Evolução do emprego e dos salários no setor agrícola brasileiro: trabalho temporário e permanente. *Revista de economia agrícola*, v. 56, p. 89-101, 2009.
- CUNHA, M. S. *Os empregados da agricultura brasileira: diferenciais e determinantes salariais*. Rev. Econ. Sociol. Rural, v.46, n.3, p. 597-621, 2008.
- DEDECCA, C. S. A redução da desigualdade no Brasil, uma estratégia complexa. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente* (volume 1). Rio de Janeiro: IPEA, 2006.
- DEDECCA, C. S.; BUAINAIN, A. M. (Orgs.). *Emprego e Trabalho na Agricultura Brasileira*. Brasília: IICA, 2009.
- DEL GROSSI, M. E. ; GRAZIANO DA SILVA, J. . Mudanças recentes no mercado de trabalho rural. *Parcerias Estratégicas* (Brasília), v. 1, n. 5, p. 201-216, 2006.
- DEL GROSSI, M. E. *Evolução das ocupações não agrícolas no meio rural brasileiro - 1981-1995*. Tese (Doutorado em Ciência Econômica) - Universidade Estadual de Campinas, 1999.
- FERREIRA, F. H. G.; BARROS, R. P. de. *The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996*. Rio de Janeiro: PUC, abr. 1999 (texto para discussão nº 404).
- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A.; ULYSSEA, G.. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n.1, p. 147-169, junho de 2006.
- FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente* (volume 2). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review*, Estados Unidos, v. 62, n. 2, p. 391-402, 1972.
- FISHLOW, A. Distribuição de renda no Brasil: um novo exame. *Dados*, nº11, 1974.

- FURTADO, C. *Análise do modelo brasileiro*. 3ª ed., Rio de Janeiro, Civilização Brasileira, 1972.
- FURTADO, C. *Formação econômica do Brasil*. 30ª ed., São Paulo, Companhia Editora Nacional, 2001.
- GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P. Crescimento da Agricultura e Produtividade da mão-de-obra no Brasil. In: DEDECCA, C. S.; BUAINAIN, A. M. (Org.). *Emprego e Trabalho na Agricultura Brasileira*. Brasília: IICA, 2009.
- GIAMBIAGI, F; FRANCO, S. *Esgotamento do papel do salário mínimo como mecanismo de combate à pobreza extrema*. IPEA, Rio de Janeiro, 2007 (Texto para discussão, 1290).
- GUIMARÃES, A. P. *Quatro séculos de latifúndio*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1968.
- HOFFMANN, R. Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira. In: DELGADO, G. C.; GASQUES, J. G.; VERDE, C. M. V.. (Orgs.). *Agricultura e Políticas Públicas*. Brasília/DF: IPEA, v. 1, p. 113-223, 1990.
- _____, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 2, n. 2, p. 199-221, dez. 1998a.
- _____, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. 1. ed. São Paulo: EDUSP, 1998b.
- _____, R. Distribuição da renda e da posse da terra no Brasil. In: P. RAMOS (org.), *Dimensões do Agronegócio Brasileiro: Políticas, Instituições e Perspectivas*. Brasília: MDA/Nead Estudos 15, 2007.
- _____, R. Polarização da Distribuição de Renda no Brasil. *Econômica*. Rio de Janeiro, v.10, n.2, p.169-186, dez. 2008.
- _____, R. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 213-231, abr. 2009.
- _____, R. Desigualdade e polarização entre empregados na agricultura brasileira: 1992-2007. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 2 (36), p. 417-428, ago. 2009.
- HOFFMANN, R.; DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresa*. Rio de Janeiro, abr./jun. de 1972.

- HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 13, n. 2 (23), p. 51-79, jul./dez. 2004.
- HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 200: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. *Nova Economia*. Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 35-62, maio/ago. 2005.
- HOFFMANN, R.; OLIVEIRA, F. C. R. de. *Remuneração e características das pessoas ocupadas na agroindústria canavieira no Brasil, de 2002 a 2006*. In: 46º Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural, Rio Branco. Anais... Brasília: SOBER, 2008.
- IPEA. Carga horária de trabalho: evolução e principais mudanças no Brasil. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, *Comunicado da Presidência n.24*. julho, 2009a.
- IPEA. PNAD 2008: primeiras análises. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, *Comunicado da Presidência n. 30*, Setembro, 2009b.
- KAGEYAMA, A. O subemprego agrícola nos anos 90. *Nova Economia* (UFMG), São Paulo/SP, v. 7, n. 1, p. 83-98, 1997.
- LANGONI, C. G. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- LEMOS, S. *The Effects of the Minimum Wage on Wages and Employment in Brazil: A menu of Minimum Wage Variables*. University College London, Discussion Paper 02-2002.
- LEONE, E. T.; BALTAR, P. E. A. A mulher na recuperação recente do mercado de trabalho. *Revista Brasileira de Estudos da População*, v. 25, p. 233-249, 2008.
- LOPES, E. S. *Desigualdade e Polarização da Distribuição de Renda no Brasil e no estado de São Paulo, 1992-2007*. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 2009.
- MAIA, A. G. Estrutura de classes e desigualdades no Brasil. In: FAGNANI, E. (Org.) *Debates contemporâneos, economia social e do trabalho, 5: Estrutura de classes e desigualdades no Brasil*. São Paulo: LTr, 2009.
- MEDEIROS, C. A. Salário mínimo e desenvolvimento econômico. In: BALTAR, P.; DEDECCA, C. S.; KREIN, J. D. (orgs.). *Salário mínimo e desenvolvimento*. Campinas, 2005.

- MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES, E. A. S. Salário Mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: Uma abordagem semiparamétrica. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 277-298, jul.-set. 2009.
- MENEZES-FILHO, N. A, *et al.* Rising human capital but constant inequality: the education composition effect in Brazil. *Rev. Bras. Econ.* [online]. 2006, vol.60, n.4, pp. 407-424, 2006.
- MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e Queda Recente da Desigualdade no Brasil. In: Barros R. P. de. et al. (orgs.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: Ipea, 2v. 2007.
- MDS. *O Programa Bolsa Família*, Brasília: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate a Fome. 2009. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/>>. Acesso em: 21 dez. 2009.
- NASCIMENTO, C. A. *Evolução das Famílias Rurais no Brasil e Grandes Regiões: Pluriatividade e Trabalho Doméstico, 1992-1999*. Dissertação (Mestrado em Ciência Econômica) - Universidade Estadual de Campinas, 2002.
- NASCIMENTO, C. A. *Pluriatividade, Pobreza Rural e Políticas Públicas: uma análise comparada entre Brasil e União Européia*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2008.
- NEY, M. G. *Equação de rendimentos: o efeito da posse da terra*. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 2002.
- NEY, N. G.; HOFFMANN, R. *A distribuição da posse da terra e a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*. 47º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Porto Alegre. Anais... Brasília: SOBER, 2009.
- NEY, N. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. *Econômica*, Niterói (RJ), v. 4, n. 1, p. 113-152, jan/jun. 2003.
- NICHOLSON, B. *A previdência injusta: como o fim dos privilégios pode mudar o Brasil*. São Paulo: Geração Editorial, 2007.
- OLIVEIRA, F. C R. *Ocupação e remuneração na cana-de-açúcar e em outras atividades agropecuárias no Brasil, de 1992 a 2007*. 167 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia, ESALQ-USP, Piracicaba, 2009.
- PNAD 2008. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Notas metodológicas*, Pesquisa Básica, Rio de Janeiro, IBGE 2008.

- RAMOS, L. A Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Período pós-Real: o papel da escolaridade e do desemprego. *Revista de Economia Aplicada*, v. 11, p. 281-302, 2007a.
- _____. *A Distribuição de Rendimentos No Brasil: 1976-85*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. 135 p.
- _____. Evolução e Realocação Espacial do Emprego Formal 1995-2005. *Econômica* (Niterói), v. 1, p. 31-50, 2007b.
- RAMOS, P. Referencial teórico e analítico sobre a agropecuária brasileira. In: RAMOS, P. (org.) *Dimensões do Agronegócio Brasileiro: políticas, instituições e perspectivas*. Brasília: MDA, 2007.
- SABOIA, J. O salário mínimo e o seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente* (volume 2). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- SALM, C. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente* (volume 1). Rio de Janeiro: IPEA, 2006.
- SMITH, A. (1776). *A riqueza das nações*. São Paulo: Nova Cultural, v. 1, 1985.
- SOARES, S. S. D. *O Impacto distributivo do salário mínimo: A distribuição individual dos rendimentos do trabalho*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002 (Texto para Discussão 873).
- SOARES, S. S. D.; FOUTOURA, N. O.; PINHEIRO, L. Tendências recentes na escolaridade e no rendimento de negros e brancos. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente* (volume 2). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- SOUZA, P. R.; BALTAR, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 629-660, 1979.
- STADUTO, J. A. R., BACHA, C. J. C.; BACCHI, M. R. P. Determinação dos salários na agropecuária brasileira. *Pesquisa e planejamento econômico*, v.32, n.2, p.285-321, ago 2002.
- UNDP, United Nations Development Programme. *Human Development Report 2009, Overcoming barriers: Human mobility and development*. New York/Oxford, Oxford University Press, 2009.