



RÉGIS BORGES DE OLIVEIRA

**Análise do Impacto do Salário Mínimo sobre a Distribuição
de Renda na Agricultura Brasileira: recortes segundo a
posição na ocupação**

**Campinas
2014**



**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE ECONOMIA**

RÉGIS BORGES DE OLIVEIRA

**Análise do Impacto do Salário Mínimo sobre a Distribuição
de Renda na Agricultura Brasileira: recortes segundo a
posição na ocupação**

Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann – orientador

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico do Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas para obtenção do título de Doutor em Desenvolvimento Econômico, área de concentração: Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente.

**ESTE EXEMPLAR CORRESPONDE À VERSÃO FINAL
DA TESE DEFENDIDA PELO ALUNO RÉGIS BORGES
DE OLIVEIRA E ORIENTADO PELO PROF. DR.
RODOLFO HOFFMANN.**


Orientador

**CAMPINAS
2014**

Ficha catalográfica
Universidade Estadual de Campinas
Biblioteca do Instituto de Economia
Maria Teodora Buoro Albertini - CRB 8/2142

OL4a Oliveira, Régis Borges de, 1984-
Análise do impacto do salário mínimo sobre a distribuição de renda na agricultura brasileira : recortes segundo a posição na ocupação / Régis Borges de Oliveira. – Campinas, SP : [s.n.], 2014.

Orientador: Rodolfo Hoffmann.
Tese (doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia.

1. Agricultura - Brasil. 2. Salário mínimo. 3. Renda - Distribuição. 4. Renda - Distribuição - Modelos econométricos. 5. Trabalhadores rurais. I. Hoffmann, Rodolfo, 1942-. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. III. Título.

Informações para Biblioteca Digital

Título em outro idioma: Analysis of minimum wage impacts on income distribution in the brazilian agricultural sector

Palavras-chave em inglês:

Brazilian agriculture

Minimum wage

Income distribution

Income distribution - Econometric models

Rural workers

Área de concentração: Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente

Titulação: Doutor em Desenvolvimento Econômico

Banca examinadora:

Rodolfo Hoffmann [Orientador]

Alexandre Gori Maia

Lilian Maluf de Lima Cunha

Alexandre Nunes de Almeida

Henrique Dantas Neder

Data de defesa: 28-02-2014

Programa de Pós-Graduação: Desenvolvimento Econômico



TESE DE DOUTORADO

RÉGIS BORGES DE OLIVEIRA

Análise do Impacto do Salário Mínimo sobre a Distribuição de Renda na Agricultura Brasileira: recortes segundo a posição na ocupação

Defendida em 28/02/2014

COMISSÃO JULGADORA

A handwritten signature in blue ink, reading "Rodolfo Hoffmann", is positioned above the name of the first member of the jury.

Prof. Dr. RODOLFO HOFFMANN
Instituto de Economia / UNICAMP

A handwritten signature in blue ink, reading "Alexandre Gori Maia", is positioned above the name of the second member of the jury.

Prof. Dr. ALEXANDRE GORI MAIA
Instituto de Economia / UNICAMP

A handwritten signature in blue ink, reading "Lilian Maluf de Lima Cunha", is positioned above the name of the third member of the jury.

Profª Drª LILIAN MALUF DE LIMA CUNHA
Instituto de Economia / UNICAMP

A handwritten signature in blue ink, reading "Alexandre Nunes de Almeida", is positioned above the name of the fourth member of the jury.

Prof. Dr. ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA
Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP

A handwritten signature in blue ink, reading "Henrique Dantas Neder", is positioned above the name of the fifth member of the jury.

Prof. Dr. HENRIQUE DANTAS NEDER
Universidade Federal de Uberlândia / UFU

Agradecimentos

Em primeiro lugar, agradeço ao meu orientador, Prof. Rodolfo Hoffmann, pela cuidadosa orientação acadêmica durante o mestrado e agora no doutorado. Foi um privilégio ter sido seu aluno e orientando. Levarei como exemplo sua conduta impecável enquanto professor e pesquisador.

Também sou grato aos Professores Alexandre Gori Maia e Lilian Maluf pelas valiosas contribuições no exame de qualificação.

Aos Professores Henrique Dantas Neder e Alexandre Nunes de Almeida por aceitarem prontamente o convite para a banca de defesa.

Não poderia deixar de externar minha gratidão ao Prof. Steven Helfand por ter me recebido da Universidade Califórnia – Riverside (UCR), e pelas conversas que me ajudaram a seguir adiante com a pesquisa. Nos Estados Unidos, algumas pessoas também contribuíram, mesmo que indiretamente, para o desenvolvimento deste trabalho. Agradeço aos Professores Todd Sorensen, David Fairris e Mindy Marks, pela atenção e os ensinamentos durante minha estadia na UCR.

Aos colegas do IE/UNICAMP pelos momentos de descontração, suavizando o peso dessa jornada: Adriano Vilela, Armando Fornazier, Beatriz Míoto, Bruno Marchetto, Carol Nascimento, Chico Lima, Marcílio Lucas, Maurício Weiss, Victor Young, Pedro H. Duarte e Pedro Miranda.

A toda equipe de funcionários do IE/UNICAMP, especialmente: Cida, Marinete, Pedro Biffi, Fátima, Regina, Amanda e Régis.

Meus mais sinceros agradecimentos aos meus pais, Gerson Oliveira e Maria Zélia, pelo incentivo e exemplo de perseverança. Ao meu irmão Gerson Jr. pelo companheirismo e por compartilhar comigo as angústias de um pós-graduando.

Agradeço imensamente à Samantha pela companhia, carinho e atenção. Pelas noites e madrugadas de trabalho compartilhadas e críticas e elogios às versões preliminares desse trabalho.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) que financiou a realização desta tese e ao CNPq pela bolsa de doutorado sanduíche no exterior.

Epígrafe

“Tendo visitado um estado-membro, um especialista em planejamento do desenvolvimento contou-me um pequeno fato que se relaciona com o nosso tema. Esse planejador fora a uma região agradável e bastante afastada no referido país. Andando á margem de um lago, encontrou um pescador tranquilamente deitado ao sol; verificou-se então a seguinte conversa:

- Por que você não está pescando no lago?*
- *Acontece que ontem fiz uma boa pesca e ganhei dinheiro bastante para três dias; neste caso, por que iria eu pescar hoje?*
- *Porque assim você poderia ficar mais rico.*
- *É verdade. Mas por que eu deveria ficar mais rico?*
- *Porque assim poderia comprar um grande barco de pesca a motor.*
- *É verdade. Mas por que eu precisaria de uma grande barco de pesca a motor?*
- *Porque, com um tal barco, poderia pescar dez vezes mais peixes e ganhar dez vezes mais dinheiro.*
- *É verdade. Mas por que deveria eu pescar dez vezes mais peixes e ganhar dez vezes mais dinheiro?*
- *Porque, com esse dinheiro, poderia comprar uma grande casa com piscina.*
- *É verdade. Mas por que deveria eu ter uma grande casa com piscina?*
- *Porque você poderia gozar a vida e se espreguiçar ao sol durante todo o dia.*
- *É verdade. Mas é justamente isso o que eu estou fazendo agora!”*

RESUMO

Este trabalho analisa o impacto do salário mínimo sobre a distribuição dos rendimentos no setor agrícola brasileiro entre os anos de 1995 e 2012. Mais precisamente, estuda o efeito do salário mínimo na determinação do rendimento de diferentes categorias de trabalhadores agrícolas, quais sejam: empregados permanentes com ou sem carteira, empregados temporários com ou sem carteira e trabalhadores por conta-própria. Nos últimos 18 anos, o salário mínimo real apresentou crescimento sistemático com efeitos importantes sobre os rendimentos no mercado de trabalho. Paralelamente, observou-se, no Brasil, um movimento sem precedentes, que combinou o crescimento econômico com a redução da desigualdade, tanto quando se analisam os rendimentos do trabalho como o rendimento domiciliar per capita. Evidências empíricas mostraram que o SM foi um dos fatores que contribuiu para a redução da desigualdade, porém seu efeito é distinto quando são considerados as categorias de empregados agrícolas. Utilizando estatísticas descritivas e dois métodos não-paramétricos (densidades de *kernel* e regressões quantílicas) aplicados aos dados da PNAD/IBGE, o trabalho mostra que para os empregados sem carteira no setor agrícola o SM tem impacto concentrador, na medida em que afeta com mais intensidade os rendimentos localizados na parte superior da distribuição. Chama-se a atenção para a necessidade de aumento da formalização das relações de trabalho no setor, garantindo que os trabalhadores mais pobres sejam beneficiados pelos aumentos reais do salário mínimo.

Palavras-chave: setor agrícola; salário mínimo; desigualdade; empregados agrícolas.

ABSTRACT

This study aims to analyze the impact of the minimum wage on the wage distribution in the Brazilian's agricultural sector over the period 1992-2012. More precisely, we study the effect of the minimum wage policy in determining the wage of different categories of agricultural workers, as follows: permanent employees with or without register, temporary employees with or without register and self-employed workers. Over the past 18 years the real value of the minimum wage has been increased systematically with important effects in the labor market. At the same time, the Brazilian economy has experienced an unprecedented tendency, which combined economic growth with reduced inequality when analyzing both the labor income and the per capita household income. Empirical evidences have showed that the minimum wage was one of the factors that contributed to the fall on inequality, but its effect is different when considering the agricultural employees' categories. Using descriptive statistics and two non-parametric methods (kernel density functions and quantile regressions) applied to the National Household Sample Survey (PNAD/IBGE) data, this work shows that for unregistered workers in the agricultural sector the real minimum wage growth has increased inequality, as far as it affects more intensely the upper tail of the wage distribution. We highlight the necessity of increasing the formalization among agricultural employees, ensuring that the poorest workers also be benefited by the real minimum wage increase.

Key-words: agricultural sector; minimum wage; inequality; agricultural employees.

Sumário

INTRODUÇÃO.....	1
CAPÍTULO 1 – O SALÁRIO MÍNIMO E SEUS IMPACTOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS RECENTES.....	7
1.1 Considerações Iniciais	7
1.2 O debate sobre o salário mínimo	8
1.3 Evidências empíricas internacionais.....	13
1.4 O Salário Mínimo no Brasil.....	20
1.4.1 Salário Mínimo e desigualdade no Brasil.....	24
1.5 Salário mínimo e desigualdade na agricultura.....	28
1.5.1 Evidências empíricas sobre o impacto do salário mínimo no setor agrícola.....	31
1.6 Considerações finais	32
CAPÍTULO 2 - EVOLUÇÃO DO EMPREGO E DOS SALÁRIOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA, 1995 a 2012.....	35
2.1 Considerações iniciais	35
2.2 Informações sobre a base de dados.....	35
2.2.1 Seleção da amostra	37
2.3 Evolução das ocupações e do emprego	38
2.3.1 Principais característica dos empregados agrícolas e não agrícolas.....	42
2.3.2 Evolução dos salários e desigualdade entre os empregados agrícolas e não agrícolas	48
2.4 Análise dos empregados na agricultura brasileira	54
2.4.1 Características pessoais	56
2.4.2 Evolução dos salários e da desigualdade entre os empregados no setor agrícola	59
2.5 O perfil dos empregados com remuneração igual ao salário mínimo nos setores agrícola e não agrícola, 1995, 2001, 2006 e 2012.....	69
2.6 Considerações finais	71
CAPÍTULO 3 – O IMPACTO DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DO RENDIMENTO DOS EMPREGADOS E TRABALHADORES POR CONTA PRÓPRIA NA AGRICULTURA	75
3.1 Considerações iniciais	75

3.2 Aspectos metodológicos	76
3.2.1 O estimador de densidade de <i>Kernel</i>	76
3.2.2 O modelo de regressão quantílica.....	78
3.3 Resultados e discussão.....	82
3.3.1 Empregados permanente com carteira (PCC)	83
3.3.2 Empregados permanentes sem carteira (PSC).....	87
3.3.3 Empregados temporários com carteira (TCC).....	91
3.3.4 Empregados temporários sem carteira (TSC).....	95
3.3.5 Trabalhadores por conta própria (CPP).....	98
3.4 Considerações finais	102
CONCLUSÕES	105
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	109
APÊNDICE ESTATÍSTICO	115

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Salário mínimo no modelo neoclássico.....	11
Figura 2. Efeito do aumento de 1% no SM sobre o rendimento dos empregados na Colômbia.....	19
Figura 3. Evolução do Salário Mínimo real no Brasil, 1940 a 2012.	23
Figura 4. Distribuição de salários com salário mínimo numa situação onde os empregadores têm maior poder de barganha e o SM não é perfeitamente aderente	24
Figura 5. Evolução do número de empregados agrícolas e não agrícolas por região geográfica, 1995 a 2012 (base=1995).	43
Figura 6 Evolução do número médio de horas trabalhadas por semana, empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012	45
Figura 7. Evolução da escolaridade média, empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.	47
Figura 8 Evolução da idade média dos empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012....	48
Figura 9. Evolução do salário mínimo real e dos quantis da distribuição de rendimentos dos empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.	50
Figura 10. Medidas de desigualdade para os empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.	53
Figura 11. Proporção do rendimento apropriada pelo 1% mais rico e pelos 50% mais pobres entres os empregados agrícola e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.....	54
Figura 12. Evolução do número médio de horas trabalhadas na semana para as diferentes categorias de empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.....	57
Figura 13. Evolução da escolaridade média das diferentes categoria de empregados e trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.....	58
Figura 14. Evolução da idade média das diferentes categorias de empregados e dos trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.....	59

Figura 15. Evolução do salário mínimo real, e dos quartis da distribuição de rendimento dos empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.....	62
Figura 16. Comportamento das medidas de desigualdade da distribuição de rendimento para as diferentes categorias de empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.	68
Figura 17. Curvas de densidades de <i>kernel</i> para o rendimento do trabalho principal dos empregados permanentes com carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.	84
Figura 18. Curvas de densidades de <i>kernel</i> para o rendimento do trabalho principal dos empregados permanentes sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.....	88
Figura 19. Curvas de densidades de <i>kernel</i> para o rendimento do trabalho principal dos empregados temporários com carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.	92
Figura 20 Curvas de densidades de <i>kernel</i> para o rendimento do trabalho principal dos empregados temporários sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.....	96
Figura 21. Curvas de densidades de <i>kernel</i> para o rendimento do trabalho principal dos trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.....	99

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1. Resumo da revisão de literatura sobre os impactos do SM, principais conclusões.....	33
Quadro 2 Quadro-resumo dos efeitos das variáveis selecionadas sobre o rendimento dos trabalhadores agrícolas: posição onde o impacto é maior ao longo da distribuição.....	103
Tabela 1. Participação de diferentes fontes de renda na renda domiciliar, Brasil, 1995 a 2008. ...	10
Tabela 2. Evolução dos ocupados agrícolas e não agrícolas no Brasil, 1995 a 2012.....	41
Tabela 3. Evolução do número de empregados com rendimento do trabalho principal positivo, setor agrícola e não agrícola no Brasil, 1995 a 2012.....	42
Tabela 4. Evolução da proporção de empregados agrícolas por região geográfica, 1995 a 2012.	44
Tabela 5. Rendimentos médio e mediano do trabalho principal, diferença entre rendimentos médios e valor do salário mínimo real em set./out. de cada ano para empregados agrícolas e não agrícolas, 1995 a 2012.	49
Tabela 6. Razão entre o valor do salário mínimo e o rendimento médio, mediano e o 1º decil da distribuição dos rendimentos dos empregados agrícolas e não agrícolas no Brasil, 1995 a 2012.	51
Tabela 7. Medidas de desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho principal para empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.	52
Tabela 8. Evolução das diferentes categorias de empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.	56
Tabela 9. Comportamento do rendimento médio e mediano dos empregados permanentes e temporários com e sem carteira de trabalho no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.	61
Tabela 10. Distribuição dos empregados agrícolas permanentes com carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.....	63
Tabela 11. Distribuição dos empregados agrícolas permanentes sem carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.....	64
Tabela 12. Distribuição dos empregados agrícolas temporários com carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.....	65

Tabela 13. Distribuição dos empregados agrícolas temporários sem carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.....	66
Tabela 14. Características das pessoas empregadas nos setores agrícola e não agrícola com rendimento igual ao salário mínimo, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.....	71
Tabela 15. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados permanentes com carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.....	86
Tabela 16. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados permanentes sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.....	90
Tabela 17. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados temporários com carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.....	94
Tabela 18. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados temporários sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.....	98
Tabela 19. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para os trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.....	101

INTRODUÇÃO

Nos países menos desenvolvidos, o processo de formação do capitalismo teve como uma de suas principais consequências, a constituição de um excedente estrutural de mão de obra, sobretudo, de baixa qualificação. Concomitantemente, a especialização produtiva ainda condiciona o crescimento desses países ao setor primário, que se caracteriza pela alta heterogeneidade. Como resultado desse conjunto de fatores, tem-se que parte não desprezível da força de trabalho desses países ainda se encontra ocupada em atividades tipicamente agrícolas. Esse é o ponto de partida desta tese.

Outro conjunto de questões emergem, nesse contexto, da própria especificidade da produção agrícola, a começar pelo próprio local de trabalho e pela descontinuidade do processo produtivo. Além disso, as diferentes formas de contratação, que são peculiares ao setor agrícola, podem disfarçar vínculos empregatícios, dificultando as ações de fiscalização no setor. Por exemplo, um empregado permanente¹, além de morar no local de trabalho, muitas vezes assume diferentes funções dentro da propriedade. Parte do dia ele ordenha as vacas, produz queijos e trabalha na colheita de uma pequena área de cana que servirá de alimento para o gado. Em outra parte, dirige até a cidade para a compra de defensivos agrícolas e, mais adiante, se dedica à manutenção das cercas ou do galinheiro. Nos finais de semana, ainda cuida de uma pequena produção de hortaliças em um área cedida pelo patrão. É perceptível que a jornada de trabalho de 44 horas semanais, instituída em 1988, pode não ser suficiente para o conjunto de atribuições e pode se confundir com o trabalho realizado em atividades para a subsistência do empregado. Mas, não se trata de questionar essa jornada de trabalho que, reconhecidamente, trouxe grandes avanços relacionados à proteção social no Brasil. Busca-se chamar a atenção para as particularidades da produção agrícola e, por consequência, do trabalho na agricultura.

Do ponto de vista do produtor, conforme destaca Ramos (2007), a produção agrícola é fortemente influenciada pelas condições naturais, tanto do aspecto “estrutural” (disponibilidade de água, condições edafoclimáticas, etc.), como do “conjuntural” (por exemplo, o volume anual de chuvas ou a incidência de uma nova ‘praga’). Assim, a produção agropecuária está

¹ Normalmente, o fazendeiro ou até o pequeno sítante contrata um empregado para “tomar conta” da propriedade. Esta figura é frequentemente conhecida como o “caseiro”, um empregado permanente. Obviamente, além do caseiro, em épocas específicas, pode haver a contratação de empregados temporários. Na maioria dos casos, trata-se de um diarista, que trabalha por empreitada (ou serviço).

normalmente mais sujeita a fatores externos quando comparada com a produção industrial e, portanto, está mais sujeita a riscos (RAMOS, 2007, p. 20). Dentre outras características da produção agrícola, cabe elencar: a) a baixa elasticidade-preço da demanda e elasticidade-renda da demanda da maioria dos produtos agrícolas; b) a sazonalidade e os diferentes ciclos de produção e c) a dispersão geográfica.

Quando se pensa no mercado de trabalho, é importante reconhecer que estas especificidades têm reflexos importantes sobre sua organização e funcionamento. A experiência brasileira mostra que a legislação trabalhista chegou tardiamente às áreas rurais e às atividades agrícolas e, no geral, não considera as especificidades inerentes à produção agropecuária. A regulamentação do trabalho no setor agrícola brasileiro sempre ocorreu à reboque das “conquistas” urbanas, principalmente, da indústria.

Um das questões-chave envolvendo a regulamentação do trabalho no setor agrícola diz respeito à política de Salário Mínimo (SM), que somente depois de mais de duas décadas da data de sua institucionalização, tornou-se obrigatório também naquele setor.

É recorrente nas análises sobre a repartição da renda a avaliação do efeito exercido pela política de SM sobre a distribuição da renda e a pobreza. Esse efeito vem sendo estudado ao longo dos anos, porém quase sempre analisando o país como um todo ou as áreas urbanas e/ou os setores secundário e terciário. Nesses casos, a literatura revela que os efeitos do SM extrapolam o mercado de trabalho formal, funcionando como referência para as remunerações no mercado informal de trabalho. Sabe-se que o SM pode ter efeitos diferentes a depender da estrutura do mercado de trabalho e de sua posição em relação à distribuição dos rendimentos. O primeiro diferencial deste trabalho é justamente a análise dos impactos do SM com foco no setor agrícola².

Nos anos recentes, a pronunciada redução da desigualdade, notadamente a partir de 2001, atraiu as atenções dos pesquisadores da área e uma variedade de estudos procuraram compreender as causas imediatas dessa redução. Neste caso, o crescimento do valor real do SM aparece como um dos fatores que explica a queda recente da desigualdade. Vale mencionar que

² Neste trabalho, a denominação “setor agrícola” engloba o conjunto das atividades da agricultura, pecuária, silvicultura, extração vegetal e pesca.

essa foi a primeira vez que o Brasil experimentou um período de crescimento econômico acompanhado de redução sistemática da desigualdade na distribuição da renda³.

Com relação ao setor agrícola, o surto de modernização iniciado nos anos 1960 proporcionou ganhos expressivos de produtividade, porém com impactos adversos sobre a distribuição de renda no setor. O modelo de modernização/mecanização, baseado na agricultura de grande escala e as subjacentes políticas de crédito (rural e fundiário) foram responsáveis pelo caráter concentrador desse processo. Outro impacto da modernização e crescente mecanização da agricultura é o aumento da sazonalidade do emprego⁴, que torna o problema do excedente estrutural de mão de obra ainda mais grave. Nesse modelo poupador de mão de obra, a demanda por trabalho é ainda mais cíclica, reduzindo a absorção de parte da força de trabalho com baixa qualificação.

Diante do exposto, este trabalho estuda os impactos do SM sobre o rendimento dos empregados no setor agrícola brasileiro classificados em quatro categorias⁵ (empregados permanentes com ou sem carteira e empregados temporários com ou sem carteira).

Em linhas gerais, pretende-se responder à seguinte questão: qual o impacto do SM sobre as diferentes categorias de empregados agrícolas e ao longo da distribuição dos rendimentos?

A hipótese central desse trabalho é a de que, no setor agrícola, o SM afeta de maneira distinta as diferentes categorias de empregados e o seu crescimento real pode ter contribuído para o aumento da dispersão salarial entre os empregados mais fragilizados (com baixo rendimento). Destacam-se dois fatores que estimularam a formulação da hipótese apresentada:

- 1) a redução sistemática da desigualdade (cujo ritmo torna-se mais intenso a partir de 2001);
- 2) a valorização real do salário mínimo (principalmente a partir de 1996);

Sobre o primeiro fato, alguns estudos demonstram que não houve tendência nítida de redução da desigualdade quando são considerados os ocupados e/ou os empregados no setor agrícola⁶. No que diz respeito à valorização do SM, há indícios de que o seu efeito pode variar

³ Obviamente, a desigualdade de renda (corrente) é uma das dimensões da desigualdade brasileira, que é muito mais complexa. Portanto, não pretende-se reduzir o debate da desigualdade à questão da distribuição da renda corrente, embora esta seja uma de suas principais dimensões.

⁴ O aumento da sazonalidade se deve à mecanização de etapas como o preparo do solo e outras atividades, mas não da colheita.

⁵ Na análise sobre os impactos do SM também foram considerados os trabalhadores por conta própria.

⁶ Ver Hoffmann, (2009), Oliveira e Hoffmann (2013), Hoffmann e Oliveira (2013).

segundo a categoria ocupacional. Conforme já mencionado, além de chegar tardiamente às áreas rurais (e setor agrícola), o impacto do SM sobre o rendimento dos empregados do setor agrícola não é claro e ainda não existem estudos aprofundados sobre o tema.

Para responder às questões colocadas e testar a hipótese formulada, além de diversas estatísticas descritivas serão empregados dois métodos não-paramétricos: a função de densidade de *kernel* e as regressões quantílicas.

A tese está dividida em três capítulos mais as conclusões. O primeiro capítulo faz um apanhado da literatura internacional e nacional que analisa os efeitos do SM, principalmente sobre a desigualdade e o nível de emprego. As evidências empíricas apresentadas mostram que nos países desenvolvidos o debate sobre os efeitos do SM esteve centrado no seu impacto sobre o nível geral de emprego. Já nos países menos desenvolvidos, os estudos estão mais preocupados com os efeitos do SM sobre o mercado de trabalho informal. Neste caso, espera-se que o SM exerça o papel de indexador para os rendimentos mais baixos do mercado de trabalho, impedindo remunerações muito baixas. A compreensão desses efeitos é essencial, pois grande parcela dos empregados agrícolas ainda está no segmento informal do mercado de trabalho.

No capítulo 2 apresenta-se a evolução do emprego e dos salários no setor agrícola. Primeiramente os empregados agrícolas são comparados com os empregados não agrícolas. Os empregados são caracterizados levando em conta suas características pessoais, localização geográfica e remuneração. Em seguida, são apresentadas estatísticas descritivas para cada uma das categorias selecionadas. Além de subsidiar e situar a principal análise do trabalho, o capítulo 2 ajuda a compreender a evolução da desigualdade de rendimento para as quatro categorias de empregados estudadas.

A avaliação do impacto do SM sobre o rendimento dos empregados e trabalhadores por conta própria no setor agrícola é apresentada no terceiro capítulo. Discutem-se os métodos empregados e possíveis problemas de estimação. Optou-se por analisar cada categoria de empregado separadamente, de modo que na seção 3.3 há um subitem para tratar de cada categoria.

Acredita-se que a principal contribuição dessa pesquisa é chamar a atenção para a necessidade de aumento da formalização das relações de trabalho como forma de garantir que o SM beneficie os empregados e trabalhadores com baixos rendimentos. Sem a ampliação da formalização das relações de trabalho, o crescimento real do SM pode vir acompanhado de

aumento da dispersão dos salários para os empregados localizados nos estratos inferiores da distribuição. Adicionalmente, destaca-se o potencial efeito do SM no combate à pobreza, na medida em que parte considerável dos empregados agrícolas obtém rendimento inferior ao seu valor.

CAPÍTULO 1 – O SALÁRIO MÍNIMO E SEUS IMPACTOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS RECENTES

1.1 Considerações Iniciais

Este capítulo tem como objetivo apresentar uma revisão da literatura que trata dos impactos do Salário Mínimo (SM) sobre a distribuição dos salários e o nível de emprego. Mais precisamente, são apresentados os principais resultados empíricos sobre os efeitos redistributivos do SM no Brasil e em outros países. No cenário internacional, diversas pesquisas procuraram analisar o efeito do SM, com foco em países desenvolvidos, principalmente nos EUA e no Reino Unido. Os resultados não são convergentes. Recentemente, o crescimento econômico dos países menos desenvolvidos despertou a atenção dos estudiosos do tema, também com resultados e posições conflitantes. Como o objetivo deste trabalho é o de analisar a influência do SM, particularmente, sobre o rendimento dos empregados agrícolas no Brasil, esse capítulo, ao apresentar uma revisão da literatura (internacional e nacional) sobre o tema, subsidia as análises dos resultados que serão apresentados nos capítulos seguintes, reforçando a hipótese central deste trabalho. Trabalha-se com a hipótese de que em algumas categorias de empregados agrícolas a valorização do SM contribuiu para o aumento da dispersão dos salários. Ademais, as informações que serão apresentadas justificam a escolha do objeto de estudo da tese, evidenciando a escassez de análises sobre a relação entre o SM e a distribuição dos rendimentos no setor agrícola.

O capítulo está estruturado da seguinte forma: no item 1.2 serão apresentadas questões gerais sobre a relação entre o SM e a desigualdade e o nível de emprego; a seção 1.3 traz um apanhado das principais evidências empíricas internacionais, mostrando em que contexto se insere esta pesquisa. É importante analisar, além dos aspectos metodológicos, de que forma a questão envolvendo os efeitos do SM vem sendo abordada pela literatura internacional; a seção 1.4 tem como foco o debate sobre o SM no Brasil. Primeiramente, realiza-se um breve resgate sobre a história da institucionalização do SM no Brasil e sua evolução ao longo dos períodos políticos. Em seguida, analisa-se a contribuição de diversos trabalhos, com destaque para os estudos empíricos; o item 1.5 é dedicado exclusivamente aos estudos relacionando o SM (e outras problemáticas do mercado de trabalho) com o mercado de trabalho agrícola e suas especificidades. Por fim, no item 1.6 são apresentadas as considerações finais do capítulo.

1.2 O debate sobre o salário mínimo

O salário mínimo desempenha importante papel nas sociedades modernas. Desde os primórdios do pensamento econômico, tem-se a ideia de se estabelecer um valor mínimo para a remuneração do trabalho⁷. Atualmente, mesmo com seu caráter controverso, é difícil encontrar algum país no mundo que não disponha de uma regulamentação mínima para a determinação dos salários no mercado de trabalho. Além de estipular um piso salarial, a institucionalização de um SM busca o combate à desigualdade e pobreza; a redução da rotatividade nos postos de trabalho⁸; regular a remuneração dos ingressantes no mercado de trabalho; e servir como referência para baixos rendimentos do trabalho em geral (além do mercado de trabalho formal)⁹.

Nos últimos anos, a sociedade brasileira experimentou um movimento sem precedentes que combinou um período de crescimento econômico acompanhado de redução sistemática da desigualdade da distribuição dos rendimentos¹⁰.

Hoffmann (2011), analisando a distribuição dos rendimentos das pessoas ocupadas no Brasil, mostra que houve sistemática redução da desigualdade entre 1992 e 2008. O índice de Gini sai de 0,566 em 1992 para 0,514 em 2008. Observou-se que, neste mesmo período, o rendimento dos 50% mais pobres cresceu mais quando comparado com o rendimento do 1% mais rico¹¹ da população. Cunha e Vasconcelos (2012) também relatam a redução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. Analisando o período de 1995 a 2009, os autores mostram que houve contínua redução da desigualdade na distribuição dos salários. Em 1995, o índice de Gini era igual a 0,533 caindo para 0,455 em 2009. Outras medidas de desigualdade (T e L de Theil) também registraram a redução da desigualdade.

Além da pronunciada redução da desigualdade, o número de pessoas vivendo em situação de pobreza foi significativamente reduzido. Segundo tabulações do IETS¹², a proporção de pobres no Brasil caiu de 38,6% em 1995 para 20,6% em 2011. Em termos absolutos, houve

⁷ Ver, por exemplo, Smith (1996, v.1, p. 129).

⁸ Na medida em que o empregador não pode substituir um empregado por outro através do pagamento de um salário inferior ao mínimo, a política de salário mínimo reduz a rotatividade no mercado de trabalho. Isso ocorre, principalmente, nos países menos desenvolvidos que apresentam um excedente estrutural de mão de obra com baixa qualificação.

⁹ É importante frisar que, apesar da importância de se determinar um valor mínimo para a remuneração do trabalho, o caminho para uma sociedade mais igualitária e justa é mais longo e requer profundas mudanças estruturais e institucionais na sociedade.

¹⁰ Este fato, bem como seus principais determinantes, foram amplamente estudados pela literatura especializada. Barros et al (2006 e 2007) reúnem um conjunto de trabalhos sobre esta questão.

¹¹ Ver Hoffmann (2011), p. 206, Figura 11.3.

¹² Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade – <www.iets.org.br>

uma redução de 34,7% no número de pessoas em condição de pobreza¹³.

Apesar da importante contribuição de outros expedientes como a consolidação de uma ampla política de transferência de renda (o Programa Bolsa Família, o Benefício de Prestação Continuada – BPC, as aposentadorias rurais, etc.); do aumento da formalização das relações de trabalho, especialmente na agricultura¹⁴ e do próprio cenário macroeconômico favorável, a valorização real do salário mínimo, observada a partir de 1996, tem efeitos importantes sobre a estrutura da distribuição da renda e do mercado de trabalho. Nota-se que as mudanças no valor do SM têm impactos sobre diversas variáveis, tais como: o nível salarial, o desemprego, o grau de formalização, a inflação, os gastos do governo, entre outros.

A Tabela 1 mostra a participação das diversas fontes de rendimento na composição da renda domiciliar per capita. Vale notar que, mesmo com o aumento da participação dos rendimentos de aposentadorias e pensões e da parcela referente ao Programa Bolsa Família, o rendimento do trabalho ainda é o principal componente da renda domiciliar. Em 2008, o rendimento do trabalho respondia por 76,3% do total da renda domiciliar. Destes, 10,6% correspondiam ao rendimento de funcionários públicos e militares, 13,5% ao rendimento dos trabalhadores por conta própria, 10,9% ao rendimento de empregadores e 41,1% representavam o rendimento dos empregados (HOFFMANN, 2011, p. 119).

¹³ A redução no número de pessoas em situação de extrema pobreza foi ainda maior. Em termos absolutos houve redução de 50,9% no número de pessoas extremamente pobres. Para informações sobre as linhas de pobreza e extrema pobreza consultar <<http://iets.org.br/dado/pobreza-e-indigencia>>

¹⁴ Balsadi (2009) destaca o aumento da formalização, principalmente entre os empregados temporários. Azanha (2007) também mostra o crescimento da formalização do emprego agrícola, mas na cultura da cana de açúcar.

Tabela 1. Participação de diferentes fontes de renda na renda domiciliar, Brasil, 1995 a 2008.

Ano	Rendimento do Trabalho	Aposentadorias e Pensões	Doações e Alugueis	Bolsa Família, Juros e outras rendas	Total
1995	82,1	14,3	2,8	0,9	100,0
1996	81,7	14,5	2,9	0,9	100,0
1997	81,4	15,2	2,7	0,6	100,0
1998	79,3	16,7	3,1	0,9	100,0
1999	78,5	17,8	2,9	0,8	100,0
2001	77,9	18,6	2,6	0,9	100,0
2002	77,4	18,7	2,7	1,3	100,0
2003	76,7	19,8	2,5	1,1	100,0
2004	76,3	19,6	2,5	1,6	100,0
2005	75,9	19,8	2,5	1,8	100,0
2006	75,9	19,5	2,4	2,2	100,0
2007	77,0	19,4	2,0	1,7	100,0
2008	76,3	19,4	2,1	2,2	100,0

Fonte: Dados extraídos de Hoffmann (2011, p. 199)

Portanto, os dados apresentados na Tabela 1 indicam que não se deve desprezar a importância de garantir um piso mínimo para o rendimento do trabalho, sobretudo no caso dos empregados.

Muitas questões surgem a partir da institucionalização de uma política de salário mínimo. Questões sobre os seus impactos econômicos, o seu valor e sua forma de reajuste, sobre qual seu efeito para as diferentes categorias ocupacionais e ao longo da distribuição dos rendimentos. Os primeiros estudos sobre a avaliação dos impactos do SM trataram de forma aprofundada sua relação com o nível de emprego da economia. Este debate se inicia com a própria institucionalização de um piso mínimo para remuneração da força de trabalho. De acordo com os manuais de economia do trabalho (ou microeconomia), de fundamentação neoclássica, qualquer tentativa de fixação de um valor mínimo para o preço do trabalho geraria desequilíbrios nesse mercado. Isso ocorre, pois, ao se estabelecer um preço “artificial” para a remuneração do trabalho, introduz-se uma limitação ao mecanismo de mercado – o ajuste, via preços, entre oferta e demanda.

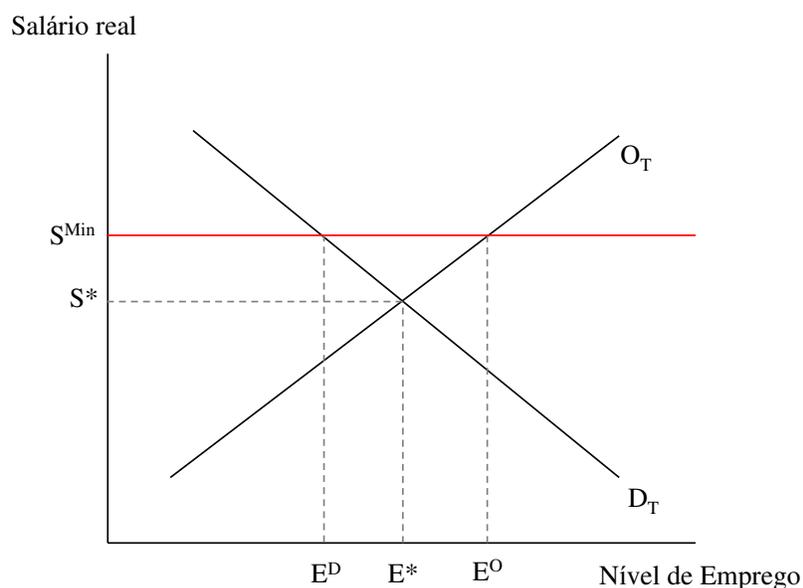
Com isso, o estabelecimento de um salário mínimo levaria ao aumento do desemprego, ou à transferência de trabalhadores do mercado formal para o mercado informal de

trabalho e desestimularia a produtividade do trabalho. De acordo com esse modelo, o salário deve ser igual à produtividade marginal do trabalho, condição para maximização do lucro da firma.

A figura 1 apresenta graficamente o efeito da introdução de um SM sobre o nível de emprego no mercado de trabalho. No equilíbrio, tem-se que a oferta de trabalho se iguala à demanda por trabalho, fato viabilizado pelo salário de mercado (S^*), onde o salário se iguala ao produto marginal do trabalho. Nessa situação não há desemprego, pois todo emprego ofertado é “absorvido” pelo mercado de trabalho. Quando se introduz o salário mínimo, observa-se um desequilíbrio entre oferta e demanda por trabalho, na medida em que a quantidade ofertada excede a quantidade demandada ($E^O > E^D$). Assim, haverá desemprego da parcela de trabalho “excedente”.

As evidências empíricas apresentadas a seguir mostram o caráter ingênuo dessa formulação, que não se repete na realidade. Ao estabelecer um valor mínimo para a remuneração do trabalho (no sentido clássico-marxista), se reconhece que há divergências entre os interesses dos trabalhadores e dos empresários (capitalistas). Em uma situação de oferta abundante de mão de obra, o salário mínimo, além de ir contra o movimento das forças de mercado, que tendem a estabelecer salários muito baixos, cria uma referência para os salários do segmento informal do mercado de trabalho.

Figura 1. Salário mínimo no modelo neoclássico



Diversos trabalhos aplicando metodologias diferentes para informações de vários países indicaram que o salário mínimo, ou sua valorização real, não necessariamente tem impacto negativo sobre o nível de emprego. Aparentemente, há um consenso de que no Brasil, a política de valorização do salário mínimo não foi acompanhada de aumento nas taxas de desemprego e/ou aumento da informalidade. Ao contrário, no período recente o que se observou foi o crescimento dos contratos formais e o aumento do nível geral de emprego (ver, por exemplo, Ramos, 2007 e Corseuil et al., 2012). Segundo informações do IPEADATA, o grau de informalidade¹⁵ no mercado de trabalho brasileiro atingiu seu menor valor, nos últimos 18 anos, em 2012 (47,1%). Entre 1995 e 2012, observam-se crescimentos de 37,3% na população em idade ativa (PIA), de 36% na população economicamente ativa (PEA) e de 35,9% na população ocupada (PO).

Além disso, houve nítida tendência de declínio da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho e do rendimento domiciliar per capita. Obviamente, não é objetivo da valorização real do salário mínimo o aumento da informalidade ou do desemprego. Seu objetivo primário é impedir remunerações muito baixas, funcionando assim como mecanismo redistributivo (FREEMAN, 1996).

O item 1.3 apresentará uma revisão dos principais estudos empíricos sobre os impactos do SM em diferentes países com foco no seu efeito sobre a distribuição dos salários e o nível geral de emprego. O objetivo é mostrar que, apesar da controvérsia em torno de sua institucionalização, o SM constitui-se importante instrumento de política econômica, sobretudo no combate à desigualdade. Como será visto, os efeitos do SM podem ser diversos a depender das características do próprio mercado de trabalho e da importância que o SM exerce sobre o seu segmento informal, principalmente no caso dos países menos desenvolvidos.

Conforme já mencionado, os estudos mais aplicados sobre o tema tiveram como foco principal os Estados Unidos, motivados pela crise do Estado de Bem-Estar Social a partir da década de 1980, e o Reino Unido, devido à extinção dos Conselhos de Salários (*Wages Councils*) em 1993 e a instituição do SM nacional em 1999. Recentemente, com a mudança do perfil e direcionamento das políticas sociais na América Latina (inclusive a valorização real do SM), alguns estudos tentaram compreender melhor as especificidades institucionais e o funcionamento das políticas públicas nestes países.

¹⁵ Com base nas informações da PNAD, essa taxa é calculada da seguinte forma: (empregados sem carteira + trabalhadores por conta própria) / (empregados com carteira + empregados sem carteira + trabalhadores por conta própria). Ver www.ipeadata.gov.br/

Cabe, portanto, revisar parte desta literatura, destacando a importância do trabalho que está em desenvolvimento nesta pesquisa e fornecendo suporte analítico e metodológico para os capítulos seguintes.

1.3 Evidências empíricas internacionais

O objetivo desta seção é apresentar uma revisão dos principais estudos que tratam das mudanças no valor real do SM e de suas consequências sobre a distribuição dos rendimentos e o nível geral de emprego, com foco na literatura internacional. Herr et al. (2009) apresentam uma ampla revisão dos principais modelos teóricos para interpretação do SM no mercado de trabalho (keynesiano e neoclássico). Os autores concluem que existe um amplo consenso de que o SM pode mudar a distribuição de renda em favor dos trabalhadores localizados na parte inferior da distribuição. No entanto, destacam que a existência de um SM não garante estes efeitos positivos. A institucionalização do SM deve estar alinhada com as seguintes diretrizes: *i*) o SM deve afetar um número significativo de empregados, sendo parte importante da estrutura do mercado de trabalho; *ii*) seu valor deve ser reajustado com frequência (anualmente) e de acordo com aumento da produtividade do trabalho e a inflação; *iii*) para evitar a dispersão dos salários, o SM deve crescer também com base no salário médio. Se existe grande proporção de salários abaixo da média, o SM deve crescer a uma taxa superior ao crescimento do salário médio, reduzindo a desigualdade.

Utilizando uma abordagem semiparamétrica, Dinardo et al. (1996) analisaram o aumento da dispersão salarial nos Estados Unidos entre os anos 1973 e 1992. Os fatores analisados foram: mudanças no grau de sindicalização dos trabalhadores; nas características dos trabalhadores; na oferta e demanda de várias categorias ocupacionais; no valor real do salário mínimo e alterações não explicáveis ou residuais. Os autores concluíram que a redução do valor real do salário mínimo explica parte substancial do aumento na dispersão dos salários durante o período analisado. O declínio do SM em termos reais explica, aproximadamente, 25% do aumento da desigualdade salarial nos EUA¹⁶ (DINARDO et al., 1996).

Os trabalhos de Card e Krueger (1994), Neumark e Wascher (1995) e Card e Krueger (2000) trataram dos impactos do aumento do SM sobre nível de emprego no setor de restaurantes

¹⁶ Durante a década de 1980 (administração de Ronald Reagan) o salário mínimo nominal norte-americano permaneceu fixo, rebaixando o piso salarial em termos reais.

fast-food em dois estados norte americanos: Nova Jersey e Pensilvânia. Em 1992, houve um aumento no valor real do SM no estado de Nova Jersey (de US\$4,25 para US\$5,05 por hora), enquanto que na Pensilvânia o valor do mínimo permaneceu constante. Os próximos dois parágrafos discutem os resultados desses trabalhos.

Avaliando uma amostra de 410 restaurantes nesses estados, Card e Krueger (1994) não encontraram evidências de aumento no desemprego em função da valorização do SM, mesmo em um momento de recessão econômica. E, contrariamente ao postulado pela teoria neoclássica, os resultados mostraram que o aumento no valor do SM foi, inclusive, acompanhado de crescimento do emprego no setor de *Fast-Food* em Nova Jersey.

Já Neumark e Wascher (1995), analisando dados diferentes (*payroll data*¹⁷), chegaram a conclusões contrárias às apresentadas por Card e Krueger (1994). Segundo Neumark e Washer (1995) o aumento de 18,8% no valor do SM em Nova Jersey levou a uma queda de 4,6% no emprego, relativamente ao grupo de controle (Pensilvânia). Os autores questionaram a qualidade das informações coletadas por Card e Krueger (1994), alegando grande variabilidade dos dados (elevado desvio padrão da mudança no nível de emprego). Em resposta às críticas, Card e Krueger (2000) refizeram a análise utilizando três fontes de dados: *i*) dados oficiais¹⁸; *ii*) a amostra utilizada por Neumark e Washer; e *iii*) os dados coletados por telefone utilizados na publicação de 1995. Os resultados confirmam as conclusões anteriores de que o aumento do SM em Nova Jersey, provavelmente, não teve impacto sobre o nível de emprego no segmento de restaurantes *fast-food* neste estado e, possivelmente, pôde-se observar um efeito positivo, mesmo que pequeno.

Considerando a economia dos Estados Unidos como um todo, Deere et al. (1995) ponderam que o aumento do SM nos Estados Unidos foi acompanhando de contração no emprego¹⁹. Os autores analisaram o efeito do crescimento do SM nacional entre 1990 e 1991. Após nove anos sem reajuste, o SM norte americano sobe de US\$3,35 para US\$3,80, entre 1989 e 1990, e atinge US\$4,25 em 1991. Um acréscimo de 25%²⁰. Os resultados mostram que 12

¹⁷ Os autores analisam os dados da folha de pagamento dos diversos restaurantes da cadeia *fast-food* (Burger King, Wendy's, Roy Rogers e KFC).

¹⁸ Dados do *Bureau of Labor Statistics* sobre crescimento do emprego no segmento de restaurantes *fast-food* em Nova Jersey e nas proximidades da Pensilvânia.

¹⁹ Mincer (1976) reporta resultados semelhantes, destacando que os efeitos do SM sobre o mercado de trabalho são predominantemente negativos. O autor analisa o período 1954 a 1969.

²⁰ Desde 2009, o SM nos Estados Unidos é igual a US\$7,25 por hora. É importante mencionar que os estados podem definir valores diferentes do mínimo federal. Os estados de Wyoming, Geogia e Minnesota possuem piso inferior ao SM nacional. Nos estados onde não há legislação própria, aplica-se o SM federal.

meses após o segundo reajuste a proporção de jovens (homens) empregados caiu 15,4%. Para as mulheres, a retração foi menor (12,9%). O emprego também sofreu redução entre as pessoas relativamente mais velhas. Para os autores, houve maior prejuízo para os empregados com baixos salários, pois, segundo eles, o aumento do SM automaticamente reduz a demanda por esse tipo de empregado.

Avaliando agora os impactos do SM sobre a dispersão dos salários e o nível de emprego no Reino Unido, Machin e Manning (1994) argumentam que o enfraquecimento dos Conselhos que regulamentam o pagamento do SM (*Wages Councils*) foi responsável pelo aumento da dispersão salarial no Reino Unido nos anos 1980. Em 1993, após o diagnóstico de que o salário mínimo estaria afetando negativamente o emprego na economia britânica, o mínimo foi abolido²¹, tornando o Reino Unido o único país europeu sem nenhuma política de salário mínimo. Consistente com os resultados de algumas pesquisas realizadas nos Estados Unidos, o enfraquecimento da legislação não apresentou influência sobre o nível de emprego. A expectativa era de que com o enfraquecimento da legislação, aumentaria o número de contratações. Além disso, os autores avaliaram se a introdução de um SM poderia reduzir o número de empregados com baixos salários e a pobreza. Os resultados apresentados mostram que a definição de um SM que obedeça limites toleráveis tem potencial impacto positivo sobre uma grande proporção de empregados com baixo rendimento no Reino Unido, especialmente para as mulheres.

Em abril de 1999, um salário mínimo nacional foi introduzido. Foi a primeira vez que o governo britânico estabeleceu um valor nacional para a remuneração do trabalho. Machin et al. (2003) enfatizam que a política de salário mínimo vigente entre 1909 e 1993, estabelecida através dos chamados *wages councils*, se aplicava a apenas algumas indústrias. Os autores analisaram o efeito da institucionalização do salário mínimo no Reino Unido. A análise tem como foco os trabalhadores da *residential care home industry*, que absorve grande parcela de trabalhadores pouco qualificados, não é uma categoria sindicalizada e trata-se de pequenas²² “empresas” oferecendo serviços homogêneos e geograficamente concentrados. Além disso, outra razão para a escolha deste setor é que, na maioria dos casos, os moradores destes “abrigos” têm as despesas custeadas pelo Departamento de Seguridade Social (DSS)²³. Os valores pagos pelo DSS são tabelados (ou limitados) e não aumentam quando ocorre elevação do SM. Espera-se que, nesse

²¹ O salário mínimo continuou em vigor apenas para o empregados na agricultura.

²² Para os autores, o fato de se tratar de pequenas empresas aumenta a qualidade dos dados fornecidos pelo patrão, que tem maior controle sobre a situação dos empregados e do negócio como um todo.

²³ Sigla em inglês para *Department of Social Security*.

caso, haja menor transmissão de variações nos custos para os preços, o que, por sua vez, pode aumentar a possibilidade de identificar os efeitos da introdução do SM sobre o nível de emprego.

Os autores acompanharam os salários e o nível de emprego do setor durante 9 meses antes da introdução do SM e 9 meses após a introdução do SM. Os resultados indicam que os empregadores reduziram o número de empregados e de horas de trabalho contratadas em resposta à introdução do SM. Vale mencionar que, segundo os próprios autores, não se pode generalizar os resultados obtidos, visto se tratar de um setor com características muito peculiares, tornando-o mais vulnerável à mudanças institucionais no mercado de trabalho. É interessante notar que aproximadamente 30% dos empregados recebiam menos que o mínimo antes de sua institucionalização. Após abril de 1999, apenas 1% dos empregados do setor tiveram rendimento inferior ao mínimo estabelecido²⁴.

No caso específico do setor agrícola britânico, Dickens et al. (1995) estudaram as consequências do SM sobre o rendimento e o nível de emprego nesse setor. O período analisado foi de 1950 a 1991. Como mostrado por Machin e Manning (1994), o fim dos conselhos de salários, em 1993, não afetou a agricultura. Neste caso, o SM era garantido por regulamentação específica, definida pelos Conselhos de Salários da Agricultura (*Agriculture Wages Councils*). Estes conselhos eram formados por representantes dos empregados, empregadores e outras categorias. Definia-se o valor do SM para o setor e demais regulamentações como pagamento de hora extra, benefícios, direito de férias, etc. Os autores temiam a extinção desses conselhos, assim como observado com os *wages councils*, em 1993. Os resultados encontrados mostram que o SM exercia impacto positivo sobre o rendimento médio dos empregados na agricultura. Além disso, observaram que o SM, ao atingir com mais intensidade os empregados com salários mais baixos, comprimia a distribuição dos rendimentos em torno do SM (em outras palavras, inibia a incidência de baixas remunerações).

Dolado et al. (2000) analisaram o papel do SM nos países membros da OCDE. Analisando dados para diferentes países da OCDE, o trabalho conclui que o SM desempenha um papel redistributivo importante nestes países, mas não pode ser tomado como principal ferramenta no combate à pobreza. Os autores argumentam que no longo prazo, o bem estar dos trabalhadores depende mais de fatores estruturais do que de fatores conjunturais, como é o caso do SM. Porém, mudanças estruturais, como a melhor qualificação da mão de obra, têm efeito

²⁴ Ver Machin et al. (2003), tabela 2, p. 163.

reduzido no curto prazo quando se refere ao combate à pobreza. Sugerem ainda que a relação automática entre elevação do SM e o fechamento de postos de trabalho deve ser analisada com certa dose de ceticismo.

Passando à análise dos casos de países menos desenvolvidos, Fairris et al. (2008) analisaram a estrutura salarial e o impacto do SM no México. De acordo com os autores, alterações no valor do SM produziram impactos na estrutura de salários de várias categorias ocupacionais e não foram restritos ao setor formal. Os resultados mostram que os planos de estabilização e o declínio do valor real do SM foram responsáveis por uma parcela do aumento da desigualdade no México entre o final dos anos 1980 e início dos anos 1990. Bosch e Manacorda (2010), Cortez et al. (2001), Feliciano (1998) e Bell (1997) chegaram a conclusões semelhantes.

Bosch e Manacorda (2010) enfatizam que o declínio do valor real do SM no México responde por parte significativa do aumento da desigualdade entre os trabalhadores localizados na parte inferior da distribuição. Cortez et al. (2001) atribuem o aumento da desigualdade no México a fatores relacionados ao aumento do diferencial de rendimento associado à escolaridade e às mudanças institucionais, basicamente, o grau de sindicalização e a política de SM. É interessante destacar que, segundo os autores, o aumento da desigualdade foi liderado por alterações na estrutura de salários no mercado de trabalho não agrícola. No caso do setor agrícola (de maior interesse para este estudo), os resultados mostram forte aderência do rendimento dos trabalhadores ao SM²⁵.

Feliciano (1998) estudou a relação entre a queda no valor do salário mínimo e o nível de emprego no mesmo país. Os dados analisados são referentes aos anos de 1970, 1980 e 1990. A redução no valor do SM foi acompanhada de aumento no emprego para mulheres na faixa de idade entre 15 e 64 anos e reduziu o emprego entre homens com idade entre 55 e 65 anos. No caso dos homens com idade entre 15 e 54 anos, o declínio do valor real do SM parece não ter causado nenhum impacto sobre o nível de emprego.

Bell (1997) estima o impacto do salário mínimo sobre a demanda por mão de obra qualificada e não qualificada no México e Colômbia. Conforme já foi visto, o SM real no México sofreu drástica redução durante os anos 1980 (uma queda de aproximadamente 45%). Durante o mesmo período o SM real na Colômbia aumentou nesta mesma proporção. Este quadro favoreceu a análise sobre os impactos do SM nesses dois países. Os resultados mostram que, para o México,

²⁵ Ver Cortez et al. (2001), figura 2, p. 1917.

o SM praticamente não teve efeito sobre os salários ou o emprego no setor formal. A explicação para isso reside na posição do SM em relação aos salários dos trabalhadores do segmento formal do mercado de trabalho. A conclusão é de que o SM não possui aderência (*binding*) aos salários do setor formal²⁶. Na Colômbia, o impacto da SM sobre os salários é muito mais perceptível, a começar pela proximidade entre o valor da média salarial e o valor do SM. As estimativas indicaram um impacto negativo do SM sobre o nível de emprego entre os trabalhadores com baixa qualificação. O aumento no valor real do SM foi acompanhado de queda no emprego de 2% a 12% no período de 1981 a 1987 na Colômbia.

Continuando a análise sobre os impacto do SM na América Latina, Maloney e Mendez (2004) analisaram seu efeito sobre a distribuição dos salários e o nível de emprego em oito países: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Honduras, México, e Uruguai. O trabalho de Maloney e Mendez (2004) avança em relação ao estudo de Bell (1997), buscando preencher uma importante lacuna que é o efeito do SM sobre os rendimentos no mercado de trabalho informal. O conhecimento sobre o impacto do SM sobre os empregados no segmento informal do mercado de trabalho é fundamental para a avaliação dos impactos do SM sobre a distribuição dos rendimentos, sobretudo nos países menos desenvolvidos, que ainda apresentam grande parcela de trabalhadores ocupada neste segmento.

Utilizando curvas de densidades de *Kernel*²⁷ para estes países, percebe-se que no Brasil, Chile, Colômbia e Honduras o SM apresenta maior impacto (ou aderência à distribuição dos rendimentos), funcionando como indexador dos salários do segmento informal do mercado de trabalho²⁸. Usando dados em painel (painel rotativo²⁹), os autores analisaram de forma mais detalhada o impacto do SM sobre o nível de emprego e os salários na Colômbia. Os resultados confirmam o que mostram as curvas de densidade de *Kernel*. Um aumento de 1% no valor do SM eleva em 0,87% o rendimento dos assalariados com rendimento entre 0,7 e 0,9 salários mínimos.

²⁶ A autora sugere que o efeito do SM sobre os salários pode ser mais intenso no mercado de trabalho informal, onde número significativo de trabalhadores tinham rendimento menor ou igual ao valor do SM.

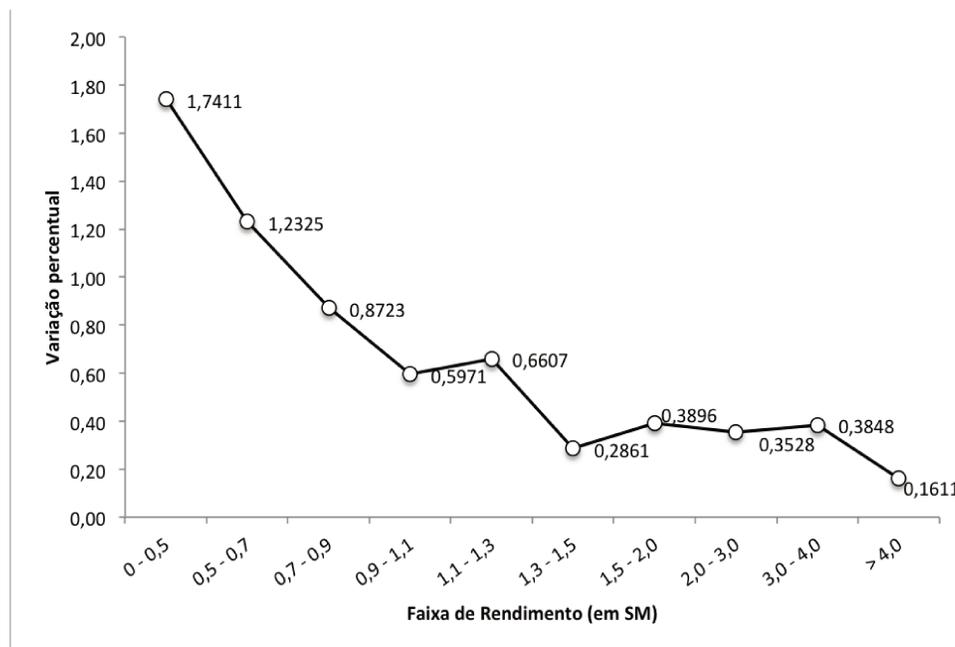
²⁷ Como será visto no capítulo 3, as curvas de densidade de *Kernel* representam graficamente a distribuição de uma dada variável contínua aleatória. Através desse método é possível observar os principais pontos de concentração (picos) da distribuição. Isso é útil quando se compara a distribuição dos salários com o valor do SM, como será mostrado adiante.

²⁸ De modo geral, pode-se afirmar que o SM exerce influência sobre o rendimento no mercado de trabalho informal, porém, para a Argentina, Bolívia, México e Uruguai, os salários do setor informal parecem não “orbitar” em torno do valor do SM (ver Maloney e Mendez, 2004: p. 115, figura 1.2).

²⁹ Tem-se um painel rotativo (*rotating panel*) quando um ou mais indivíduos da amostra são substituídos por novos indivíduos. Isso pode ocorrer no caso de dificuldades de entrevistar o mesmo indivíduo ou domicílio ao longo do período analisado. Ver Wooldridge, 2010 p. 577. No caso da Colômbia, desde 1997 o Departamento Nacional de Estatística (DANE) re-entrevista 25% dos domicílios entrevistados na última pesquisa nacional de domicílios (ENH – Encuesta Nacional de Hogares) (MALONEY e MENDEZ 2004: p. 121)

Percebe-se que o efeito do salário mínimo é mais intenso entre os assalariados com rendimento inferior ao SM (ver figura 2) e perde força, porém, lentamente, à medida que os salários vão aumentando. Vale mencionar que, os resultados sugerem que o SM também tem efeito sobre o rendimento dos trabalhadores por conta-própria, apesar de não ser um efeito estatisticamente significativo.

Figura 2. Efeito do aumento de 1% no SM sobre o rendimento dos empregados na Colômbia



Fonte: Maloney e Mendez (2004), dados da Tabela 1.3, p. 124.

Percebe-se que as evidências empíricas internacionais relatam efeitos controversos do SM sobre o nível de emprego e seu impacto sobre o rendimento dos empregados fora do mercado formal de trabalho. Tanto no caso norte americano como para o Reino Unido, há evidências que contrariam as previsões da teoria neoclássica sobre os efeitos adversos do SM. No caso dos países menos desenvolvidos os efeitos do SM parecem oscilar com os ciclos econômicos. Nestes países, o debate é maior em torno da propagação dos efeitos do SM para o segmento informal do mercado de trabalho. São encontrados efeitos fora do mercado formal em quase todos os países da América Latina, tendo o SM desempenhado importante papel na distribuição dos rendimentos desses países.

A seção 1.4 é dedicada exclusivamente ao estudo das especificidades do mercado de trabalho brasileiro e os impactos do SM.

1.4 O Salário Mínimo no Brasil

O salário mínimo brasileiro foi instituído em 1940, durante o período conhecido como ditadura do Estado Novo³⁰, sob o comando de Getúlio Vargas. O objetivo era garantir uma remuneração mínima para o trabalho, possibilitando a satisfação das necessidades básicas do empregado e sua família. A introdução do SM no Brasil não ocorreu de forma espontânea e não se deve desconsiderar o papel dos movimentos de trabalhadores nesse processo. A partir da década de 1920³¹, os movimentos de trabalhadores reivindicando o pagamento de uma remuneração mínima se intensificam no Brasil. Segundo DIEESE (2010), a greve dos trabalhadores da indústria gráfica de 1923 deixa explícita a necessidade de se calcular o custo de vida de um “lar operário” como referência para o SM (DIEESE, 2010, p. 79). No decorrer da década, eclodiram diversas manifestações de trabalhadores organizados exigindo a regulamentação de um piso salarial mínimo. É curioso notar que, na década seguinte, a proposta de criação do SM surgiu da classe empresarial, com forte apoio da FIESP e como consequência das articulações e pressão social observadas na década anterior. As reivindicações pressionavam os salários da indústria, que viu no SM uma forma de conter essa pressão. Conforme DIEESE (2010), de fato, quando o SM entra em vigor em 1940, seu valor é inferior aos salários que eram pagos na indústria antes da institucionalização (e, ao mesmo tempo, é superior aos pagos nas demais atividades econômicas). Oliveira (2003) *apud* DIEESE (2010, p. 80) defende que “o SM constituía um mecanismo para o Estado regular o preço da força de trabalho e, mais ainda, de ‘igualar pela base’, viabilizando o processo de acumulação capitalista em que a indústria passa a ser o centro dinâmico da economia”. Souza e Baltar (1979) também explicam que o SM deve atender duas questões fundamentais nas sociedades modernas. De um lado, deve atender às necessidades do processo de acumulação de capital e de outro, considerar a correlação de forças sociais envolvida na luta pela distribuição da renda total gerada.

³⁰ Apesar de ter sido regulamentado em meados da década de 1930, o SM entrou em vigor em julho de 1940. Para mais detalhes sobre a história do SM no Brasil, ver DIEESE (2010, p. 78)

³¹ Até 1920 as reivindicações centravam-se no estabelecimento de uma jornada de oito horas diárias, na proteção ao trabalho das mulheres e crianças, no direito de associação, nos aumentos salariais e em garantias contra os acidentes de trabalho (DIEESE, 2009).

No período mais recente, o debate sobre o SM centra-se política de sua valorização e suas consequências. Nesse sentido, é importante salientar que até 2007³² o reajuste do SM era, normalmente, definido a cada ano por meio de decreto, lei, portaria ou medida provisória, formulada no ano anterior ao reajuste. A partir de 2007 a regra de reajuste tornou-se mais explícita e de mais longo prazo. Dessa forma, o cálculo do valor do SM no período 2008- 2015 é definido levando em conta a inflação do período $t-1$, medida pelo INPC, e o crescimento do PIB do período $t-2$ (taxa de crescimento real do PIB). Assim, por exemplo, o SM de 2015 será reajustado levando em conta a variação do INPC de 2014, mais o crescimento do PIB de 2013. Até 31 de dezembro de 2015 o Poder Executivo deve apresentar uma nova proposta de reajuste do SM que será votada pelo Congresso Nacional. A expectativa é de que haja redução na taxa de crescimento do valor real do SM entre 2016 e 2019, pelas razões explicitadas a seguir.

É importante lembrar a complexidade envolvida na determinação do valor do SM e a forma de cálculo do seu reajuste. O SM no Brasil, além de representar o piso salarial no mercado de trabalho, é também pago na forma de benefícios sociais. Para se ter uma ideia, de acordo com os dados da PNAD de 2012, cerca de 10,6 milhões de pessoas declararam ter rendimento do trabalho principal igual ao valor do SM (ou seja, R\$622,0). Considerando apenas os aposentados e pensionistas do Instituto de Previdência Social (ou do funcionalismo público), este número sobe para 16,5 milhões. Nota-se que não estão inclusos nessa estimativa os beneficiários do Benefício de Prestação Continuada (garantido pela Lei Orgânica da Assistência Social), que tem indexação total ao SM. Estas informações dimensionam o impacto do SM para além do mercado de trabalho, mostrando que a definição da regra de reajuste possui grande complexidade política e econômica com impactos sociais e fiscais.

A figura 3 apresenta a evolução do SM real no Brasil, desde sua implantação até 2012. Vale mencionar que há diferenças de cobertura ao longo da série e os deflatores podem estar subestimados, sobretudo entre os anos de 1964 e 1985. Até 1984, o SM no Brasil possuía valor diferenciado por regiões e categorias ocupacionais. A partir desse ano, foi definido um valor nacional para o SM.

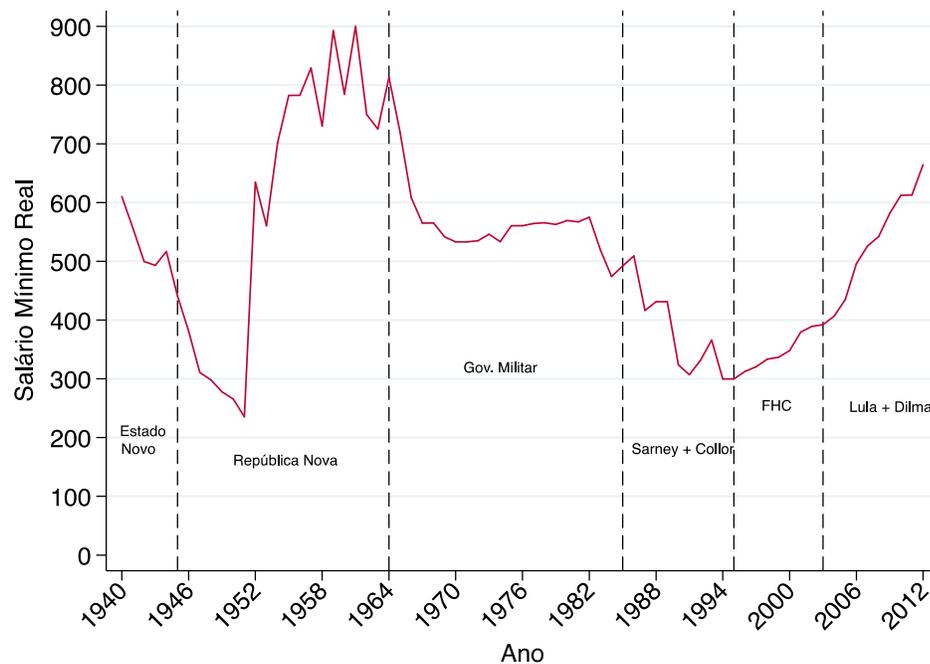
³² Essa forma de reajuste começou a ser aplicada a partir de 2007, em acordo com as centrais sindicais, mas somente em 2011 foi transformada em lei. Ver lei 12.382 de 25 de fevereiro de 2011.

É interessante notar que após 1964, o SM real diminuiu sistematicamente em, grosseiramente, duas ondas. A primeira, durante o período do governo militar³³, com queda de 39,45% (de 1964 a 1985). A segunda, durante a primeira década pós-redemocratização (1985 a 1994). É notória a recuperação do valor real do SM a partir de 1995. Entre os anos de 1995 e 2012, houve crescimento real de 105,6% no valor do SM.

Apesar dos efeitos positivos dos ganhos reais observados nos últimos 18 anos, há limites para o crescimento do SM que devem levar em conta a questão fiscal e o cenário macroeconômico. Em um contexto de relativo crescimento econômico, com baixa taxa de desemprego e redução da informalidade, os potenciais efeitos adversos do SM são minimizados pela própria dinâmica econômica. A grande questão em torno da valorização do SM parece ser a indexação das aposentadorias e pensões oficiais ao seu valor. O valor real do SM no Brasil ainda é baixo e há espaço para que seja mantida sua trajetória de valorização. No entanto, a vinculação com os benefícios sociais (principalmente as aposentadorias e pensões) pode representar um gargalo para que se mantenha essa trajetória, em função ao seu impacto sobre o déficit público.

³³ Hoffmann e Duarte (1972) e Fishlow (1972) analisaram o processo de concentração de renda observado no Brasil entre 1960 e 1970. Os autores destacam as políticas de repressão aos sindicatos e o arrocho salarial como principais determinantes do aumento da desigualdade.

Figura 3. Evolução do Salário Mínimo real no Brasil, 1940 a 2012.



Fonte: IPEADATA, 2013.

Durante períodos de elevadas taxas de inflação (década de 1980), o salário mínimo no Brasil desempenhou forte papel de indexador dos salários e preços na economia. Isso ocorreu tanto no mercado formal como no mercado informal de trabalho. No caso do mercado informal de trabalho, Souza e Baltar (1979) constaram o chamado "efeito farol", com o salário mínimo funcionando como uma espécie de sinalizador para os salários dos empregados neste setor.

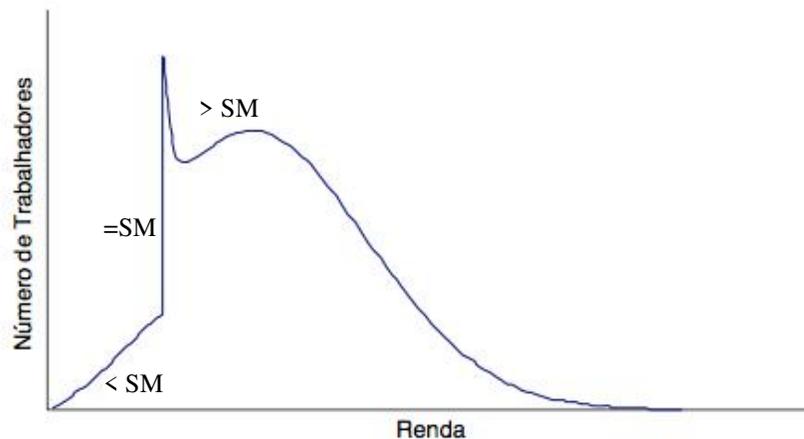
Mesmo com o fim do período de inflação inercial, o salário mínimo ainda desempenha um papel importante, dadas as especificidades do mercado de trabalho brasileiro. Dentre estas especificidades, destaca-se o elevado número de trabalhadores com baixa qualificação, a alta rotatividade e os baixos salários. Adicionalmente, apesar da constatação deste efeito, segundo Soares (2002) o salário mínimo no Brasil não é perfeitamente aderente (*biding*) ao mercado de trabalho. A Figura 4 ilustra esta situação em que a distribuição dos salários não é truncada no valor estabelecido pelo SM. Uma proporção considerável dos empregados brasileiros recebem salários inferiores ao piso estabelecido em lei. Os resultados apresentados por Soares (2002) indicam que alguns rendimentos não acompanharam a trajetória de crescimento do valor real do SM, embora seja visível que o SM exerce maior influência sobre os indivíduos nas categorias ocupacionais mais fragilizadas, não necessariamente associados a uma baixa renda

domiciliar (Soares, 2002, p. 22). O autor ainda sugere que as reações frente a aumentos do SM devem ser fortemente diferenciadas por setor e/ou categoria de ocupação. Esta hipótese será testada no terceiro capítulo, inclusive analisando o impacto do SM ao longo da distribuição dos rendimentos dos empregados agrícolas.

De acordo com Sabóia (2007b), em 2005, aproximadamente 30% do total de ocupados com rendimento positivo do trabalho principal declararam ter rendimento mensal inferior a um SM (R\$300,00 em 2005). Outra informação relevante apresentada por Sabóia (2007b) é a de que cerca de dois terços da população ocupada residente em áreas rurais declararam ter rendimento inferior ao SM, em 2005 (contra 21,6% para os ocupados urbanos).

Como será visto no capítulo 2, na agricultura parcela considerável dos empregados apresentam remuneração inferior ao SM.

Figura 4. Distribuição de salários com salário mínimo numa situação onde os empregadores têm maior poder de barganha e o SM não é perfeitamente aderente



Fonte: Soares (2002, p. 8)

1.4.1 Salário Mínimo e desigualdade no Brasil

Nesta seção discutem-se as principais evidências empíricas sobre a relação entre o SM e desigualdade na distribuição da renda no Brasil. A análise se inicia com a constatação de aumento da desigualdade entre as décadas de 1960 e 1970. Hoffmann e Duarte (1972), avaliando a concentração de renda observada nesse período, destacam a compressão salarial (consequência da política de arrocho salarial) como fator mais importante na explicação do aumento da

desigualdade no período. Os autores mostram que o SM real apresentou queda de 30% entre 1961 e 1970 (Cr\$112 contra Cr\$77, respectivamente) e que houve aumento da parcela da renda apropriada pelos estratos superiores da distribuição. Nesse período, o salário médio de grande parte dos trabalhadores da indústria permanece desvinculado dos ganhos de produtividade do setor e mais atrelado ao valor do SM (que sofre redução real). Hoffmann (1973), utilizando dados sobre salários da indústria brasileira entre 1966 e 1971, ajusta equações de regressão cujos resultados indicam um efeito negativo e estatisticamente significativo do valor do SM sobre a desigualdade.

Conforme já mencionado, Souza e Baltar (1979) destacam a importância do SM na determinação da taxa de salários no Brasil e dos rendimentos no mercado de trabalho não qualificado. É importante salientar que os autores escrevem em momento de crescente desvalorização do SM real (pelo menos desde 1960) e críticas sugerindo a diminuição da importância do SM na determinação da remuneração dos trabalhadores com baixa qualificação. As críticas se baseavam no fato de que o SM apresentava baixa incidência sobre o mercado de trabalho formal. Contrariamente aos argumentos da época, Souza e Baltar (1979) mostram que o SM constitui-se importante mecanismo de combate à dispersão dos salários, inclusive no segmento informal do mercado de trabalho.

Durante os anos 1980, a instabilidade monetária tornou a política o SM quase estéril, uma vez que todos os preços da economia estavam indexados ao seu valor. Em um contexto de alta dos preços, o SM perde seu caráter redistributivo. Na década de 1980, qualquer aumento no valor do SM era automaticamente repassado para preços, cujo crescimento atingia proporções exorbitantes neste período.

Já nos anos 1990, as simulações de Ramos e Reis (1995) indicam que o aumento de 25% no valor do SM real produz um impacto pequeno sobre o índice de Gini (variação de 0,9%) e se torna menor quando considerada a possibilidade de redução do emprego formal induzida pela sua elevação. Diferentemente do que mostram Souza e Baltar (1979), para esses autores, o SM tem efeito apenas no setor formal da economia, e este é um dos motivos atribuídos ao fraco impacto redistributivo. Outras razões citadas são o baixo valor do SM e o fato de parte dos recebedores do SM não estar nos décimos mais pobres da distribuição do rendimento familiar per capita. Os autores desconsideram o papel do SM na “determinação” dos salários no mercado informal.

Neri et al. (2001), analisando os dados da PNAD de 1996, caminham em outra direção, concluindo que o SM mostrou-se mais efetivo no segmento informal do mercado de trabalho. Nesse segmento, 15% dos empregados declararam ter remuneração igual ao SM de 1996 (R\$112,0), contra 8% no segmento formal. Os autores também estudaram o efeito do SM sobre a pobreza. Para os trabalhadores que recebem exatamente um SM, o aumento de 43% no seu valor real reduz em 1,87% a proporção de pobres, quando são considerados os empregados com carteira de trabalho. Ao adicionar os empregados sem carteira, o efeito cumulativo (queda) do aumento do SM aumenta para 3,53%. A inclusão dos conta-própria afeta pouco a proporção de pobres e, por fim, ao adicionar os funcionários públicos a queda cumulativa é de 4,59%. Apesar de mostrarem que há uma relação negativa entre aumento do SM e a proporção de pobres, os autores sugerem que os resultados são pouco conclusivos.

Fajnzylber (2001) também mostra que os efeitos de mudanças no valor real do SM não se restringem ao mercado formal de trabalho. Utilizando dados da PME/IBGE (Pesquisa Mensal de Emprego) de 1982 a 1997 e uma metodologia que permite observar o efeito do SM ao longo da distribuição, os resultados mostraram um forte efeito indexador do SM sobre o rendimento dos empregados no segmento informal do mercado de trabalho. Além disso, ressalta que o efeitos positivos do SM também são obtidos para os trabalhadores por conta própria.

Hoffmann (1998b) analisou a influência do salário mínimo sobre a pobreza e a desigualdade no Brasil, entre os anos de 1979 e 1996. As equações de rendimento ajustadas para captar o efeito do salário mínimo sobre a desigualdade na distribuição da renda no Brasil apresentam resultados coerentes com as diversas pesquisas que mostram que o aumento no SM contribui para reduzir a desigualdade e a pobreza. O autor destaca que, apesar de os resultados indicarem correlação negativa entre aumento do salário mínimo e a desigualdade, as decisões sobre quando e em quanto aumentar o SM devem levar em conta os efeitos sobre a informalidade, o desemprego e o déficit público (HOFFMANN, 1998: p. 218).

Lemos (2009), analisando o período 1984-2004, encontra efeitos positivos do SM tanto no setor formal quanto no setor informal, indicando que o SM funciona como indexador para os rendimentos fora do mercado formal de trabalho. Ainda segundo a autora, não há evidências de impacto no nível de emprego. O trabalho sugere que o salário mínimo poderia ser utilizado como política efetiva de combate à pobreza e desigualdade no Brasil, porém atentando para os limitações impostas pela questão fiscal.

Aplicando a metodologia proposta por DiNardo et al. (1996) para o caso brasileiro, Menezes-Filho e Rodrigues (2009) encontram resultados semelhantes aos encontrados para os EUA. De acordo com o resultados das simulações, se o SM real de 1988 fosse igual ao de 1981 (ou seja, maior do que de fato foi em 1988), a desigualdade na distribuição dos salários teria sido menor do que a de fato observada em 1988. Assim, entre 1981 e 1988, a queda do valor real do SM contribuiu para aumentar a desigualdade. Além disso, de acordo com os autores, o SM teria efeitos menores quando se aproxima do topo da distribuição dos rendimentos e os resultados confirmam o chamado “efeito-farol”, com o SM influenciando o rendimento dos empregados fora do mercado formal de trabalho.

Nos anos recentes, a queda sistemática da desigualdade despertou o interesse dos pesquisadores sobre os seus determinantes, e o SM aparece novamente como uma das variáveis chave na explicação do comportamento da desigualdade. Obviamente, outros fatores contribuíram para essa redução e também foram analisados pela literatura. Nos parágrafos que se seguem tratou-se de reunir um conjunto de trabalhos que analisaram, especificamente, a contribuição do SM para o declínio da desigualdade no Brasil, principalmente a partir de 2001.

Com base em DiNardo et al. (1996), Neder e Ribeiro (2010) destacam os efeitos redistributivos do SM, utilizando as informações da PNAD de 2002 e 2008. Os resultados das simulações confirmam a importância do SM como instrumento de redução da dispersão salarial no período analisado. Além disso, destacam que o efeito redistributivo do SM é maior entre as mulheres e para os trabalhadores nordestinos.

Nesta mesma linha, Dias et al. (2011) avaliaram os efeitos redistributivos do SM para os empregados com carteira, sem carteira e os trabalhadores por conta-própria. Utilizando os dados da PME/IBGE de 2002 a 2007 e aplicando a metodologia de regressões por centésimos, o trabalho assinala a importância do SM na determinação do rendimento dos empregados sem carteira de trabalho, porém destacam que “o rendimento de diversos assalariados sem carteira, que recebem menos que o salário mínimo, não consegue acompanhar a valorização desse salário, em especial aqueles que auferem baixos rendimentos” (DIAS et al., 2011, p.100).

Firpo e Reis (2007) estimaram a contribuição do SM 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, a política de aumento do mínimo tende a produzir efeitos cada vez menos relevantes no combate à pobreza e desigualdade.

Giambiagi e Franco (2007) e Barros (2007) vão além, defendendo a ideia de esgotamento dos efeitos distributivos do SM comparativamente a outros expedientes que julgam mais eficazes no combate à desigualdade e pobreza³⁴. Giambiagi e Franco (2007) sugerem o congelamento do valor do salário real mínimo na próxima década (2010), 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 é contemplada pelos programas focalizados, seu efeito tende a se estabilizar (mantendo constantes os valores dos benefícios).

Ao longo dos anos, o que se observa é uma relação negativa entre aumento do SM e o comportamento da desigualdade da distribuição dos rendimentos, sem destruição significativa de postos de trabalho. Além disso, vários trabalhos noticiaram o aumento da formalização das relações de trabalho, justamente em um contexto de crescimento sistemático do SM real, acima da inflação. Ramos (2007), com base nas informações da RAIS, mostra que, entre 1995 e 2005, houve crescimento de 40% no número de empregados com carteira de trabalho. O aumento da formalização é um resultado positivo, garantindo a cobertura pelo SM e, conseqüentemente, pelo sistema previdenciário. Por estas e outras razões, a política de valorização do SM deve ser acompanhada de medidas que garantam o cumprimento da legislação, principalmente no setor agrícola. A fiscalização do trabalho é indispensável para garantir os efeitos redistributivos do SM, impedindo o pagamentos de salários abaixo dos padrões mínimos estabelecidos.

1.5 Salário mínimo e desigualdade na agricultura

Historicamente o setor agrícola é caracterizado por absorver grande parte dos trabalhadores com baixa qualificação e por apresentar salários abaixo das médias pagas pelos

³⁴ 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.

demais setores. No Brasil, os direitos trabalhistas chegaram tardiamente às áreas rurais e ao setor agrícola. A Consolidação das Leis Trabalhistas (CLT), de 1943, não estendia aos trabalhadores rurais os direitos “conquistados”. Naquele momento, a legislação parecia se preocupar com o processo de urbanização e industrialização e a crescente organização sindical dos trabalhadores. Além disso, é importante lembrar que, naquele período, o setor agrícola tinha papel decisivo no controle do balanço de pagamentos. Na década de 1960 o café ainda respondia por aproximadamente 60% das exportações brasileiras. Conforme destaca Rezende (2006), a opção pela não extensão imediata da CLT ao meio rural pode estar relacionada ao risco de desencadeamento de uma crise econômica de grandes proporções no setor.

Em 1963³⁵, com a criação do Estatuto do Trabalhador Rural (ETR)³⁶, parte dos direitos trabalhistas foram estendidos aos trabalhadores rurais/agrícolas, incluindo o pagamento do SM regional³⁷.

Houve grande discussão sobre as consequências do ETR, antes e depois de sua aprovação. Parte dos estudiosos do assunto temia o crescimento do emprego temporário como forma encontrada pelos empregadores de “burlar” o que foi estabelecido pelo ETR. De fato, na década de 1960, a categoria ‘trabalhador rural temporário’ era quase inexistente. Nos anos que se seguem ao ETR, há uma mudança significativa na forma de contratação do trabalho. Houve crescimento substancial do número de empregados temporários (também denominados “boias-frias” ou trabalhadores volantes). Graziano da Silva (1986) mostra que em 1975 havia cerca de 3,4 milhões de empregados temporários na agricultura brasileira. Este número aumenta para 4,5 milhões em 1980, um crescimento médio anual de 6,1%. Baptistella et al. (1994) também evidenciam o crescimento do trabalho temporário na década de 1970, no estado de São Paulo. De acordo com os autores, esse aumento poderia indicar uma maior precarização do trabalho, dada sua instabilidade. Segundo Geraba e Baccarin (1986), a instabilidade de emprego e os baixos salários resultam nas precárias condições de vida do trabalhador sazonal.

Já Caio Prado Jr., ao interpretar a promulgação da lei que dispunha sobre o Estatuto do Trabalhador Rural, observa que:

³⁵ Durante os anos 1950, surgiram movimentos políticos radicais no campo, tendo como maior expoente as Ligas Camponesas. As Ligas Camponesas demandavam mudanças institucionais no meio rural, principalmente no que diz respeito à questão agrária e direitos dos trabalhadores rurais.

³⁶ Apesar de o Brasil já ser signatário da Convenção 99 da OIT, aprovada em 1958, apenas a partir de 1963 é que o SM tornou-se obrigatório na remuneração dos empregados agrícolas.

³⁷ O art. 28 do ETC determinava que: “Qualquer que seja a forma, tipo ou natureza do contrato, nenhum trabalho rural assalariado poderá ser remunerado em base inferior ao salário mínimo regional.”

“A legislação social-trabalhista para o campo e a proteção legal do trabalhador rural – até hoje praticamente excluído dessa proteção que só vem favorecendo o trabalhador urbano – têm um alcance econômico e social que raros diplomas legais tiveram até hoje entre nós. Apesar das graves falhas que apresenta a lei promulgada, e que logo veremos, seus efeitos serão consideráveis, pois se efetivamente aplicada, com o devido rigor, promoverá por certo uma das maiores transformações econômicas e sociais já presenciadas neste país.” (PRADO Jr. 1963, p. 251)

Na interpretação de Caio Prado Jr. o ETR seria uma grande conquista dos trabalhadores rurais, afirmando inclusive que o Estatuto seria uma verdadeira complementação da lei que aboliu a escravidão de 1888. É certo que parte do aumento da contratação de empregados temporários se deve ao próprio processo de modernização da agricultura em curso. A mecanização aumenta a sazonalidade do emprego agrícola, demandando maior trabalho em épocas específicas do processo produtivo³⁸. De qualquer forma, ao que parece, o Estado não estava preparado para fiscalizar e punir o descumprimento do disposto no ETR.

O ETR foi revogado em 1973 (pela Lei nº 5.889), e só com a constituição de 1988 os empregados rurais tiveram seus direitos plenamente equiparados aos dos empregados urbanos. Além dos efeitos sobre os empregados agrícolas, Rezende (2006) argumenta que o ETR acabou afetando negativamente os agricultores familiares, na medida em que inviabilizou (por tornar mais caro) o uso do trabalho temporário como forma de mão de obra complementar na sua produção. Conforme destaca Cacciamali (1986), o ETR não levou em conta as especificidades da produção agropecuária, seu modo de organização e os costumes ou hábitos próprios ao trabalho do campo.

Compreender estas especificidades do mercado de trabalho agrícola é primordial, pois elas tiveram impacto significativo na sua organização. É possível notar que a legislação que torna obrigatório o pagamento do SM nas atividades agrícolas é recente e a fiscalização do trabalho agrícola ainda é falha.

Neste trabalho, interessa saber como reage a distribuição dos rendimentos dos empregados na agricultura brasileira frente às mudanças no valor real do SM.

O subitem 1.5.1 mostrará as evidências empíricas existentes sobre esta relação no setor agrícola.

³⁸ O aumento da sazonalidade é observado quando ocorre mecanização do processo de prepara do solo e dos tratos culturais, mas não da colheita (que tem sua sazonalidade definida pela própria natureza do processo produtivo).

1.5.1 Evidências empíricas sobre o impacto do salário mínimo no setor agrícola

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 foi o principal determinante dos salários agrícolas no período de 1971-1996, funcionando como indexador desses salários. Os autores sugerem maior fiscalização e punição em regiões onde persistem as remunerações abaixo do mínimo.

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. Ajustando equações de rendimento com os dados das PNADs de 1992 a 2007, para os empregados no setor agrícola, onde o SM é uma das variáveis explanatórias do modelo, a autora mostra que um acréscimo de R\$100,0 no valor do SM eleva o rendimento dos empregados temporários em 8,2% e em 14,5% para os permanentes. No caso dos sem carteira e com carteira, o rendimento aumenta em 7,8% e 19,6%, respectivamente.

Oliveira e Hoffmann (2013) mostram os diferenciais de rendimento entre os empregados permanentes, temporários, com carteira e sem carteira. As análises sugerem que o SM tem efeitos importantes sobre o rendimento dos empregados permanentes e dos com carteira, protegendo os empregados dos estratos inferiores da distribuição. O mesmo não pode ser dito

com relação aos empregados temporários e os sem carteira. Os dados da PNAD indicam que, neste caso, o SM parece balizar os rendimentos do topo da distribuição, com possibilidade de estar ampliando a desigualdade entre estes empregados. Assim como Staduto et al. (2002), os autores enfatizam a necessidade de maior fiscalização das relações de trabalho no setor agrícola.

De fato, não existem muitas pesquisas que analisam o impacto do SM, especificamente, no setor agrícola. Esta é a contribuição desta tese, que, além de analisar o comportamento da distribuição dos rendimentos dos empregados agrícolas frente a alterações no valor do SM, o faz utilizando uma metodologia ainda pouco explorada pela literatura especializada sobre o tema.

Qual a influência que o SM exerce sobre a determinação do rendimento dos empregados neste setor da atividade econômica? De fato o SM funciona como instrumento de combate à desigualdade neste setor? E mais, como o SM afeta o rendimento das diferentes categorias de empregados agrícolas ao longo da distribuição?

Estas questões são ainda mais importantes, quando se leva em consideração o contexto no qual estão inseridas. Nos últimos anos, além da já conhecida redução da desigualdade e pobreza e do crescimento do valor real do SM acompanhado de expansão do emprego formal, do ponto de vista da produção, houve intensificação da modernização das atividades agrícolas (inovações biológicas e técnicas). Paralelamente, observou-se que a escolaridade média da população vem aumentando ao longo do tempo, com redução dos diferenciais de renda associados à escolaridade³⁹. No campo demográfico, há uma nítida tendência de envelhecimento da população (e, conseqüentemente, da força de trabalho), e o diferencial de renda associado ao gênero apresenta sinais de redução.

1.6 Considerações finais

É possível perceber o caráter controverso do SM, mesmo em um contexto em que evidências empíricas indicam sua contribuição para redução da desigualdade da distribuição dos rendimentos sem a destruição significativa de postos de trabalho.

³⁹ Segundo Hoffmann e Oliveira (2013), para os diferenciais de rendimento associados à escolaridade acima de 10 anos de estudo a redução ocorre, no setor não agrícola, a partir de 2002 e, no setor agrícola, somente a partir de 2005.

A determinação do SM sempre será uma decisão política que lidará com uma das questões mais clássicas do capitalismo: a repartição da renda. Obviamente, essa determinação tornou-se bastante complexa, em parte devido aos amplos efeitos do SM que extrapolam o mercado de trabalho. Este capítulo reuniu um conjunto de informações sobre os impactos do SM reportados pela literatura internacional e nacional sobre o tema. Além disso tratou-se de resgatar o histórico da institucionalização do SM no Brasil e, em particular, a extensão de sua cobertura às áreas rurais (e atividades agrícolas) do país. O Quadro 1 reúne as principais resultados dos trabalhos consultados.

Quadro 1. Resumo da revisão de literatura sobre os impactos do SM, principais conclusões.

Autor	País/Período	Principais conclusões
Mincer (1976)	Estados Unidos/1954-1969	Efeito negativo do SM sobre o emprego, principalmente para jovens não brancos. Transferência de trabalhadores de setor formal para o setor informal do mercado de trabalho.
Dinardo et al. (1996)	Estados Unidos/1973-1992	Redução do SM real está relacionada ao aumento da desigualdade
Card e Krueger (1994)	Estados Unidos/1992	Aumento do SM não foi acompanhado de desemprego
Deere, Murphy e Welch (1995)	Estados Unidos 1990-1991	Aumento do SM apresentou efeitos negativos sobre o empregos, principalmente para os empregados com baixa remuneração.
Neumark e Wascher (1995)	Estados Unidos/1992	Aumento do SM acompanhado de aumento do desemprego
Manchin e Manning (1994)	Reino Unido/1980's	Fim do SM relacionado com aumento da desigualdade e desemprego
Manchin e Manning (2003)	Reino Unido/1999	Introdução do SM acompanhada de redução do número de empregados e horas trabalhadas
Dolado et al. (2000)	OCDE/Vários anos	Fracos indícios de que o SM esteja relacionado com o fechamento de postos de trabalho
Fairris et al. (2008)	México/1990's	Queda do valor do SM relacionada com o aumento da desigualdade. Impactos do SM não são restritos ao setor formal.
Bosh e Manacorda (2010)	México/1980's-2000's	Queda do valor do SM relacionada com o aumento da desigualdade.
Feliciano (1998)	México/1970-80-90	Queda do valor do SM acompanhado de aumento no emprego entre mulheres e aumento do desemprego entre homens com idade entre 55 e 65 anos
Bell (1997)	Colômbia/1981-1987	Impacto negativo do SM sobre o nível de emprego dos empregados com baixa qualificação.

Maloney e Mendez (2004)	Colômbia/1998	Efeito do SM maior entre os assalariados com remuneração inferior ao SM.
Hoffmann e Duarte (1972) Hoffmann(1973) e Fishlow (1972)	Brasil/1960-1970	Aumento da desigualdade entre 1960 e 1970 associado ao arrocho salarial.
Soares (2002)	Brasil/1995-1999	Efeito do SM maior nas categorias ocupacionais mais fragilizadas.
Menezes-Filho e Rodrigues (2009)	Brasil/1981-1999	Maior salário mínimo associado a menor desigualdade nas simulações
Neder e Ribeiro (2010)	Brasil/2002-2008	Resultados confirmam a importância do SM como mecanismo redistributivo.
Lemos (2009)	Brasil/1982-2004	SM funciona como indexados dos rendimentos do mercado informal; não há evidências do aumento do desemprego associado ao aumento do SM.
Fajnzylber (2001)	Brasil/1982-1997	Efeitos do SM não se restringem ao mercado de trabalho formal.
Neri et al. (2001)	Brasil/1996	SM mais efetivo no mercado informal de trabalho.
Firpo e Reis (2007)	Brasil/2001-2005	Aumento do SM explica de 30 a 60% da queda da desigualdade observada entre 2001 e 2005.
Hoffmann (1998)	Brasil/1979-1997	SM contribui para reduzir a desigualdade e a pobreza.
Ramos e Reis (1995)	Brasil/1989	Pequeno impacto do SM sobre a redução da desigualdade. SM tem efeito apenas no setor formal da economia.
Giambiagi e Franco (2007) e Barros (2007)	Brasil/2000's	Esgotamento do SM como instrumento de combate à desigualdade e pobreza no final dos anos 2000.
Staduto (2002)	Brasil/1971-1996	Os salários no setor agrícola são fortemente determinados pelo SM.
Cunha (2008)	Brasil/1981/2005	Resultados indicam reflexos positivos do SM sobre os salários esperados no setor agrícola.
Hoffmann e Oliveira (2008)	Brasil/1992-2006	SM baliza o comportamento das remunerações de base no mercado de trabalho agrícola.
Oliveira (2009)	Brasil/1992-2008	Reporta que os salários dos empregados não especializados no setor agrícola apresentam forte associação com o SM.
Oliveira e Hoffmann (2013)	Brasil/1992-2009	SM com importantes efeitos sobre o rendimento dos empregados permanentes e os com carteira na agricultura. O impacto sobre os empregados temporários e os sem carteira carece de maior aprofundamento.

CAPÍTULO 2 - EVOLUÇÃO DO EMPREGO E DOS SALÁRIOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA, 1995 a 2012

2.1 Considerações iniciais

Este capítulo apresenta a evolução do emprego e dos salários na agricultura brasileira. É de suma importância delinear os determinantes macroeconômicos e sociais desta evolução, atentando para as mudanças no mercado de trabalho que ocorreram nesses últimos 18 anos. Em resumo, busca-se traçar um panorama geral da evolução das ocupações e, especialmente, do emprego no setor agrícola brasileiro, subsidiando as análises do capítulo seguinte. Também serão apresentadas diversas estatísticas descritivas sobre a evolução dos salários, primeiro para os empregados agrícolas e não agrícolas e, depois, para as diferentes categorias de empregados agrícolas. Neste capítulo também são feitas considerações sobre a base de dados utilizada nas análises subsequentes.

Além disso, o capítulo apresenta as principais características da população com remuneração igual ao SM empregada no setor agrícola brasileiro. O perfil desta população será comparado ao perfil dos empregados no setor não agrícola. Com a crescente valorização real do SM, é importante conhecer quem são os beneficiados por esta política, especialmente na agricultura.

Pretende-se, além de dar suporte às análises do Capítulo 3, apresentar um conjunto de informações que permitam caracterizar o mercado de trabalho assalariado no setor agrícola.

2.2 Informações sobre a base de dados

As análises deste capítulo (e também do capítulo seguinte) têm como base as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE). Neste capítulo optou-se por destacar as mudanças nas medidas de desigualdade e demais estatísticas descritivas durante o período 1995-2012, tendo em vista os efeitos da instabilidade inflacionária sobre os resultados referentes a 1992 e 1993.

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada anualmente pelo IBGE, é uma das mais importantes fontes de informações sobre as condições de vida da população brasileira, abrangendo temas como demografia e aspectos sociais, habitação,

educação, trabalho e rendimento. 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. Nesta pesquisa são utilizados os dados das PNADs de 1992 a 2012, levando em consideração as últimas versões dos pesos/fatores de expansão da amostra fornecidos pelo IBGE em 2012. Lembrar que nos anos censitários a PNAD não vai a campo. Para fins de comparação, sempre que possível serão apresentadas também informações para os ocupados e empregados no setor não agrícola.

Conforme já ressaltado em Oliveira (2010), é importante destacar que, apesar da reconhecida qualidade das informações coletadas pela PNAD, algumas características dos dados devem ser consideradas nas análises. Por se tratar de uma pesquisa de autodeclaração, há a possibilidade de os dados serem incorretos, cabendo ressaltar a tendência de subdeclaração das informações sobre renda/rendimento. A subdeclaração deve ser maior quanto maior a renda do declarante e, conforme pontua Hoffmann (2007), a subdeclaração dos rendimentos mais elevados leva à subestimação das medidas de desigualdade da distribuição da renda e das diferenciações regionais do país. Por outro lado, as informações captam apenas as rendas monetárias, desconsiderando o valor da produção para o autoconsumo⁴⁰, que muitas vezes representa parcela importante da renda real de pequenos agricultores e moradores das áreas rurais. Como consequência, a renda real, principalmente nos estratos mais baixos da distribuição de renda, pode estar subestimada, implicando na superestimação da desigualdade de renda no setor agrícola.

Outra particularidade importante da PNAD é o fato de os dados serem coletados em uma semana específica de referência, dificultando a compreensão dos efeitos da sazonalidade característica da atividade agrícola sobre o mercado de trabalho. Além disso, a PNAD não acompanha a trajetória dos indivíduos ao longo do tempo, o que impossibilita análises longitudinais. Dados longitudinais permitem controlar para características não observadas que sejam constantes no tempo, melhorando a qualidade das análises. Uma solução que está em processo de implementação é a adoção de um painel rotativo⁴¹ com acompanhamento de pelo menos 25% dos entrevistados ao longo do tempo. Na forma atual, tem-se uma base de dados do

⁴⁰ Estes dados são coletados por outra pesquisa do IBGE, a Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF.

⁴¹ A PNAD Contínua, introduzida pelo IBGE em 2013, substituirá a PME e a PNAD e permitirá análises de corte longitudinal. A nova PNAD segue um esquema de rotação de domicílios, de modo que cada domicílio selecionado será entrevistado cinco vezes, uma vez a cada trimestre, durante cinco trimestres consecutivos (ver informações PNAD Contínua – www.ibge.gov.br).

tipo *cross-section* para cada ano. Nesta pesquisa optou-se por utilizar o que a literatura internacional denomina de “*pooling cross-sectional data*”, ou seja, os dados transversais são empilhados (ou agrupados).

Na PNAD não há nenhuma medida do capital físico que os indivíduos detêm, impedindo análises relativas às rendas oriundas da propriedade de ativos⁴². Além disso, a renda de juros e dividendos também não é precisa e a variável que capta esta parcela da renda é, no mínimo, confusa. Na mesma variável, é computada a renda proveniente de programas de transferência de renda (programas sociais), como o Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada (BPC).

Ressalta-se que apesar das limitações inerentes aos dados da PNAD, trata-se de um amplo e rico conjunto de informações subsidiando análises nas diferentes áreas das ciências sócias aplicadas.

2.2.1 Seleção da amostra

Nas tabelas onde constam os dados sobre a população ocupada, foram selecionadas as observações das PNADs de 1995 a 2012 para pessoas com atividade única ou principal na agricultura, desconsiderando os casos onde não houve declaração para posição na ocupação. No caso dos ocupados no setor não agrícola, adotou-se o mesmo critério, porém selecionando os ocupados nos demais setores da atividade econômica. Assim, o setor não agrícola é a soma dos setores secundário e terciário.

No caso das informações sobre os empregados agrícolas, foram considerados os empregados⁴³ com atividade única ou principal na agricultura, classificados como permanentes ou temporários, com ou sem carteira de trabalho assinada. 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:

⁴² No caso do setor agrícola, a partir de 1992, a PNAD coleta os dados referentes à área do empreendimento agrícola, o que permite uma aproximação mínima sobre a posse de capital físico. Isso é possível, pois conforme Hoffmann (2007), na agricultura o empregador geralmente é proprietário de terras (diferentemente de um grande empresário que, apesar de ser proprietário da empresa, se declara como empregado [gerente]). Para maiores detalhes sobre a questão da posse de terra e sua relação com a distribuição da renda na agricultura, ver Hoffmann (2007) e Hoffmann e Ney (2010).

⁴³ Variável v4706 = 1, 4 ou 5.

1) Empregado temporário – quando a duração do contrato ou acordo de trabalho, verbal ou escrito, tivesse um término estabelecido, ainda que pudesse ser renovado; ou

2) Empregado permanente – quando a duração do contrato ou acordo de trabalho, verbal ou escrito, não tivesse um término estabelecido. (IBGE, 2012).

Para manter a comparabilidade dos resultados ao longo do tempo, foram desconsideradas as informações das áreas rurais da antiga Região Norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima).

Nas análises regionais foram consideradas seis regiões, como se segue: região Nordeste; Norte; Centro Oeste; Sul; Estado de São Paulo, e o conjunto dos estados de Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro (MG+ES+RJ).

Todos os rendimentos estão expressos em reais de setembro-outubro de 2012, com base no INPC, seguindo as sugestões de Corseuil e Foguel (2002) para o cálculo dos deflatores.

Nas análises sobre os empregados, foram excluídas as observações com rendimento do trabalho principal nulo ou não declarados e os sem declaração de idade. Também foram excluídas da amostra as observações com menos de 15 e mais de 98 horas semanais de trabalho⁴⁴ (no trabalho principal).

2.3 Evolução das ocupações e do emprego

Os avanços tecnológicos implementados a partir da década de 1970, quando se intensificou o processo de modernização da agricultura, resultaram em transformações estruturais no setor. Apesar da forte dependência de alguns fatores biológicos⁴⁵, ainda pouco alterados pelo uso de novas tecnologias, o aumento da produção e produtividade das atividades agrícolas é inquestionável⁴⁶.

Estas mudanças tiveram impacto direto no mercado de trabalho agrícola, com redução drástica e contínua do número de pessoas ocupadas neste setor. Além disso, Gonçalves (1996), analisando as transformações ocorridas na agricultura paulista, ressalta que a crescente mecanização das etapas produtivas, com menor intensidade na colheita, aumentou substancialmente a sazonalidade do emprego agrícola.

⁴⁴ Variável $v9058 \leq 14$ e $v9058 > 98$.

⁴⁵ Apesar de ser possível encurtar o tempo entre plantio e colheita (ou, no caso dos animais, o tempo médio para abate), há restrições biológicas básicas nas atividades agropecuárias, diferentemente do que ocorre na indústria.

⁴⁶ Ver Gasques et al. (2009).

As alterações das relações de trabalho na agricultura em decorrência do avanço tecnológico foram amplamente analisadas, tendo como principal questão a propagação da atividades rurais não agrícolas⁴⁷. De fato, o que se nota é uma tendência de redução da população ocupada e empregada em atividades tipicamente agrícolas em função do próprio desenvolvimento do capitalismo. Historicamente, ao longo do processo de desenvolvimento do capitalismo, nos países desenvolvidos o setor primário perde importância relativamente ao setores secundário e terciário da atividade econômica. De acordo com dados do Banco Mundial, em 2010, apenas 1,6% da força de trabalho nos Estados Unidos estava empregada na agricultura. No Reino Unido este percentual é ainda mais baixo, 1,2%, em 2012. Conforme já mencionado, nos países menos desenvolvidos, as atividades agrícolas ainda desempenham um papel importante, pois absorvem parte significativa da população com baixa qualificação. No caso brasileiro, o excedente estrutural de mão de obra com baixa qualificação tem raízes históricas, principalmente, na questão agrária.

A Tabela 2 mostra a evolução do pessoal ocupado segundo o setor da atividade econômica (agrícola e não agrícola⁴⁸) no Brasil, de 1995 a 2012. É interessante notar a redução da participação dos ocupados agrícolas no total de ocupados. Em 1995, 23,7% do total dos ocupados no Brasil estavam no setor agrícola. Este percentual sofre sistemática redução ao longo dos anos, caindo para 12,2% em 2012 (uma queda de 30,7% do total de ocupados nesse setor). Apesar desta queda, vale notar que, em 2012, o setor agrícola ainda era responsável pela ocupação de mais de 10 milhões de pessoas (7 milhões quando são consideradas apenas as pessoas com rendimento positivo do trabalho principal), absorvendo parte da mão de obra com baixa qualificação no Brasil. Ainda com base na Tabela 2 é possível observar que a redução no total de pessoas ocupadas no setor agrícola foi mais acentuada entre os anos de 2006 e 2012, com variação negativa de 19,9%. Analisando a série de dados nota-se que a partir de 2001 há uma recuperação no número de ocupados no setor agrícola. Entre 2001 e 2005 houve acréscimo de 4,7% no total de ocupados na agricultura. Del Grossi e Graziano da Silva (2006) também mostram esta tendência e explicam que este crescimento está associado à ampliação do número de empregados temporários com e sem carteira assinada com domicílio urbano.

⁴⁷ A ideia é que o meio rural deixou de ser sinônimo de agrícola e cada vez mais se confunde com o espaço urbano. Ver, por exemplo, Campanhola e Graziano da Silva (2004).

⁴⁸ Definiu-se setor não agrícola como a soma dos setores secundário e terciário. Na PNAD, variável v4809 (ou 4709 para as PNADs de 1995 a 2001) maior que 1.

A Tabela A1 do Apêndice Estatístico mostra a evolução dos ocupados agrícolas segundo a posição na ocupação. Nota-se a expansão dos empregados com carteira e a redução dos empregados sem carteira. Ainda segundo a Tabela 1A, pode-se dizer que a queda no número de trabalhadores por conta própria e empregadores responde por parte significativa da redução do total dos ocupados na agricultura. Outra informação importante é o aumento significativo dos trabalhadores na produção para o próprio consumo. Houve variação positiva de 81% no número desses trabalhadores no período analisado⁴⁹. É importante mencionar que há uma tendência de as pessoas não se declarem “não remuneradas” e, alternativamente, se declarem como trabalhadores na produção para o próprio consumo. A classificação entre trabalhador não remunerado e trabalhador na produção para o próprio consumo possui certa dubiedade e não deve ser interpretada sem esta advertência. Considerando a soma das duas posições na ocupação, percebe-se que, entre 1995 e 2012, há uma queda de 43,7% no número de pessoas que se declaram não remunerados ou trabalhadores na produção para o próprio consumo.

Vale mencionar que enquanto o número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas diminui, observa-se acentuada expansão da área plantada (lavouras). Conforme Gasques et al. (2009), nas áreas de pastagens não houve grande alteração nos últimos 30 anos. A redução do pessoal ocupado com aumento da área plantada aponta para o crescimento da produtividade no setor. Gasques et al. (2009) estimaram as fontes deste crescimento. Segundo os autores, houve acréscimo significativo da produtividade dos insumos, particularmente da mão-de-obra, consequência da maior qualificação dos trabalhadores agrícolas. Como será visto adiante, apesar de os autores apontarem a maior qualificação dos trabalhadores agrícolas, a escolaridade média desses trabalhadores ainda é muito baixa. Cunha (2008) assinala que estes ganhos de produtividade não estão sendo repassados para os salários.

No caso dos ocupados não agrícolas houve crescimento entre 1995 e 2012, porém, o aumento foi mais expressivo entre os anos finais da série. No período 2006-2012 houve aumento de 14,6% no total de pessoas ocupadas no setor não agrícola (entre 1995 e 2012 o crescimento foi de 55,0%).

⁴⁹ Regionalmente, o Nordeste registou aumento de 162% para essa categoria ocupacional. Esse aumento pode estar relacionado com as políticas de transferência de renda, principalmente o Bolsa Família e as aposentadorias rurais, com elevada concentração na região Nordeste.

Tabela 2. Evolução dos ocupados agrícolas e não agrícolas no Brasil, 1995 a 2012.

ano	Agrícola		Não Agrícola		% Ocupados agrícolas
	Amostra	População	Amostra	População	
1995	29.564	15.394.814	112.018	49.607.664	23,7
1996	26.708	14.292.172	109.069	49.492.542	22,4
1997	27.745	14.307.714	115.010	50.641.800	22,0
1998	26.467	13.927.624	114.960	51.594.787	21,3
1999	28.278	14.983.914	117.332	53.490.177	21,9
2001	26.746	13.300.550	129.543	57.887.424	18,7
2002	27.474	13.654.459	134.101	59.842.984	18,6
2003	27.985	13.964.282	133.138	60.482.576	18,8
2004	27.911	13.958.871	138.891	63.059.994	18,1
2005	28.195	13.923.742	143.752	64.815.086	17,7
2006	26.658	13.329.902	147.759	67.080.304	16,6
2007	24.759	12.913.793	146.685	69.114.427	15,7
2008	23.599	12.604.915	148.708	72.088.255	14,9
2009	23.710	12.513.612	151.713	72.842.393	14,7
2011	18.964	11.485.252	136.942	74.887.373	13,3
2012	17.544	10.673.989	141.510	76.886.667	12,2
Var. 95-99 (%)	-	-2,7	-	7,8	-
Var. 01-05 (%)	-	4,7	-	12,0	-
Var. 06-12 (%)	-	-19,9	-	14,6	-

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Nota: 1) Foram excluídas da amostra as informações das áreas rurais da antiga região Norte (AC, AM, AP, PA, RO e RR), cobertas pela PNAD apenas a partir de 2004.

2) Inclui as observações com rendimento nulo ou não declarado.

A Tabela 3 apresenta as mesmas informações, agora apenas para os empregados nos setores agrícola e não agrícola. Neste caso, foram selecionados apenas os empregados com rendimento positivo do trabalho principal⁵⁰. Consoante ao que foi observado na Tabela 2, nota-se a redução do total de empregados agrícolas frente ao crescimento no número de empregados não agrícolas. Os dados confirmam que a recuperação do número de ocupados no setor agrícola foi liderada pelo crescimento do número de empregados. Entre 2001 e 2005, com base na Tabela 2, constatou-se o aumento de 623,2 mil pessoas ocupadas em atividade agrícolas. Destes, como mostra a Tabela 3, 480,7 mil eram empregados, ou seja, 77%.

⁵⁰ A seleção da amostra considera apenas os empregados com número de horas semanais de trabalho maior ou igual a 15 e menor ou igual a 98, com declaração de escolaridade e cor.

Vale observar que a redução do número de empregados agrícolas foi mais acentuada entre os anos de 2006 e 2012 (variação de -14,4%). A proporção de empregados agrícolas sai de 15,4% em 1995 e atinge menos de 8% em 2012.

Tabela 3. Evolução do número de empregados com rendimento do trabalho principal positivo, setor agrícola e não agrícola no Brasil, 1995 a 2012.

Ano	Agrícola		Não Agrícola		% Empregados Agrícolas
	Amostra	População	Amostra	População	
1995	9.317	4.688.228	57.095	25.667.628	15,4
1996	8.497	4.410.820	56.997	26.307.853	14,4
1997	8.782	4.372.617	59.660	26.553.490	14,1
1998	8.011	4.105.639	60.025	27.231.371	13,1
1999	8.581	4.422.823	59.934	27.546.139	13,8
2001	8.536	4.179.893	68.846	31.157.982	11,8
2002	8.942	4.394.077	71.467	32.276.797	12,0
2003	9.093	4.486.593	70.584	32.570.099	12,1
2004	9.316	4.638.747	74.984	34.666.491	11,8
2005	9.473	4.660.637	78.479	35.958.184	11,5
2006	8.951	4.476.132	81.151	37.385.859	10,7
2007	8.500	4.434.806	81.071	38.760.768	10,3
2008	8.348	4.471.014	83.843	41.307.774	9,8
2009	8.491	4.481.341	84.215	40.938.000	9,9
2011	6.318	3.812.462	77.778	43.082.523	8,1
2012	6.292	3.833.779	81.296	44.742.694	7,9
Var. 95-99 (%)	-	-5,7	-	7,3	-
Var. 01-05 (%)	-	11,5	-	15,4	-
Var. 06-12 (%)	-	-14,4	-	19,7	-

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Nota: Foram excluídas da amostra as informações das áreas rurais da antiga região Norte (AC, AM, AP, PA, RO e RR), cobertas pela PNAD apenas a partir de 2004.

2.3.1 Principais características dos empregados agrícolas e não agrícolas

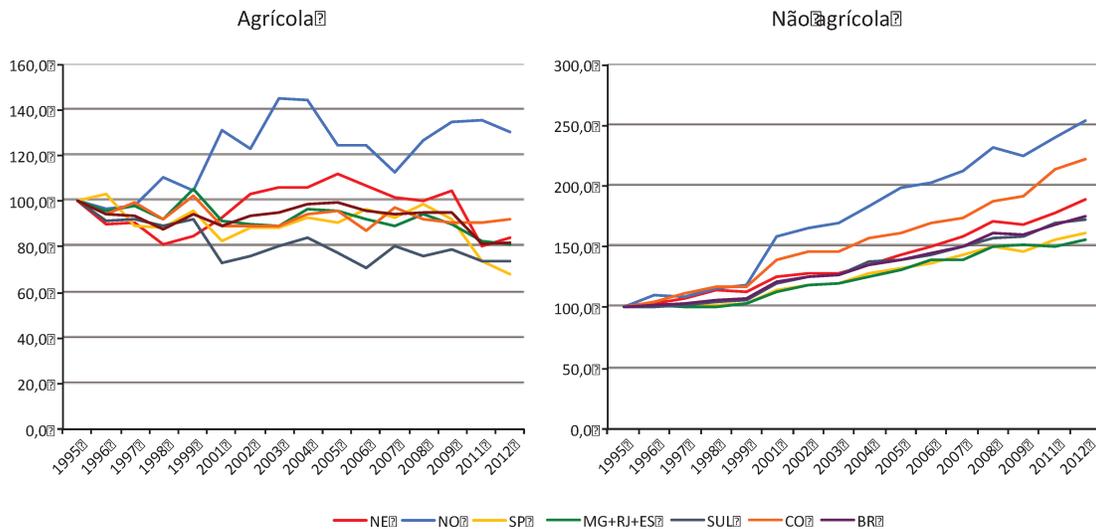
Localização Geográfica

A Figura 5 apresenta a evolução do número de empregados nos setores agrícola e não agrícola segundo a região geográfica. Dada a importância do Estado de São Paulo (tanto em termos econômicos como demográficos), optou-se por separar o Estado do restante da região

Sudeste. Assim, além de São Paulo, tem-se o conjunto formado pelos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo (MG+RJ+ES).

O Brasil ainda apresenta fortes desigualdades entre suas regiões geográficas. No caso da evolução do número de empregados por região, a Figura 5 mostra que houve crescimento mais acentuado na região Norte do país. Sabe-se que a região Norte é uma das fronteiras de expansão das atividades agrícolas, atraindo agricultores e trabalhadores agrícolas de outras regiões em busca de melhores oportunidades.

Figura 5. Evolução do número de empregados agrícolas e não agrícolas por região geográfica, 1995 a 2012 (base=1995).



Nota: No caso da região Norte, lembrar que foram excluídas as informações das áreas rurais dos Estados do AC, AM, AP, PA RO e RR.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Os dados apresentados na Tabela 4 mostram a evolução da distribuição dos empregados agrícolas pelas 6 regiões analisadas. A maior proporção é observada na região Nordeste, que em 2012 respondia por 38,0% do total dos empregados no setor agrícola. Em segundo lugar tem-se o conjunto dos Estados MG+RJ+ES, com 22,2% do total dos empregados em 2012. São Paulo, de modo geral, mantém sua proporção de empregados agrícolas ao longo da série, apresentando menor valor em 2012, 12,1%. Na região Sul, a maior proporção de empregados agrícolas é observada em 1998 (13,8%) e a menor em 2006 (10,1%). A região Norte é única que apresenta nítida tendência de aumento da proporção de empregados agrícolas. É importante salientar que estes dados estão subestimados, pois, excluem as informações sobre as

áreas rurais da antiga região Norte (ou seja, dos estados do AC, AP, AM, PA, RO e RR). De qualquer forma, vale notar o crescimento do número de empregados agrícolas nesta região. Entre 1995 e 2012 há um acréscimo de 30,7% no total de empregados agrícolas na região Norte.

O Centro-Oeste, apesar de, grosseiramente, manter a proporção de empregados agrícolas, acumula uma queda de 8,2% no número absoluto de empregados neste setor. Paralelamente, segundo dados do IBGE, no mesmo período, a região registrou um crescimento de 152,7% na área plantada de lavouras temporárias. A explicação reside no fato de que as culturas que apresentaram maior área plantada⁵¹ foram: soja, milho, algodão herbáceo, cana-de-açúcar e sorgo (em grãos). Todas essas culturas são intensivas em capital, com elevado índice de mecanização do plantio à colheita.

Tabela 4. Evolução da proporção de empregados agrícolas por região geográfica, 1995 a 2012.

Ano	Nordeste	Norte	São Paulo	MG+RJ+ES	Sul	Centro-Oeste	Total
1995	36,8	2,6	14,5	22,5	13,5	10,1	100
1996	35,3	2,7	15,9	22,9	13,2	10,1	100
1997	35,6	2,7	13,8	23,7	13,3	10,8	100
1998	34,0	3,2	14,6	23,8	13,8	10,6	100
1999	33,0	2,8	14,7	25,2	13,3	11,0	100
2001	38,4	3,8	13,5	23,1	11,1	10,1	100
2002	40,6	3,4	13,7	21,6	11,1	9,7	100
2003	40,7	3,9	13,4	21,0	11,5	9,4	100
2004	39,4	3,8	13,7	22,0	11,6	9,6	100
2005	41,5	3,2	13,3	21,7	10,5	9,8	100
2006	41,1	3,3	14,6	21,7	10,1	9,3	100
2007	39,6	3,1	14,2	21,3	11,5	10,4	100
2008	38,6	3,4	15,0	22,4	10,8	9,8	100
2009	40,3	3,6	14,0	21,2	11,2	9,6	100
2011	36,2	4,3	13,1	22,9	12,3	11,3	100
2012	38,0	4,1	12,1	22,2	12,2	11,4	100

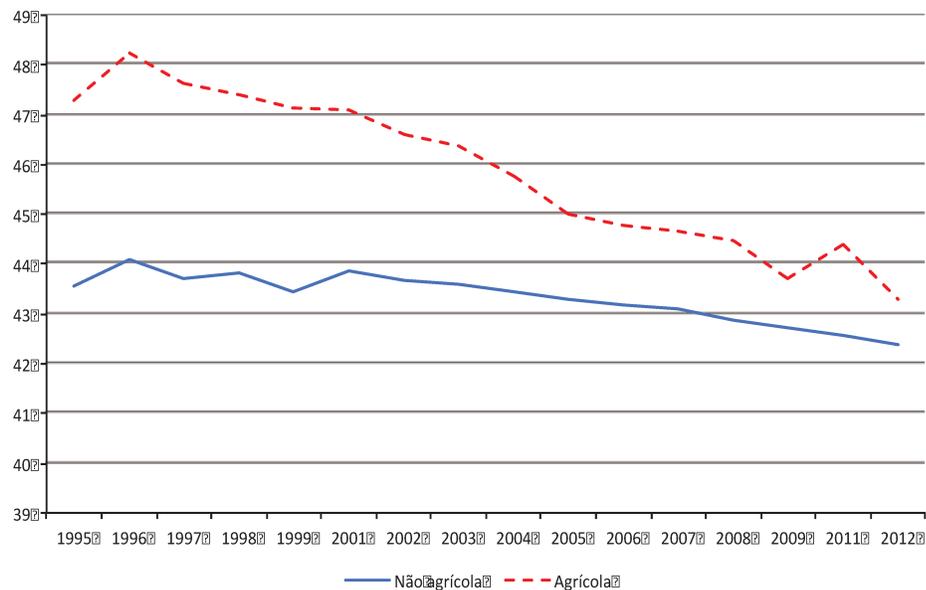
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

⁵¹ Culturas como batata-inglesa, cebola, melão e tomate também apresentaram considerável aumento na área plantada, porém ainda com pouca expressão (a quantidade plantada ainda é relativamente pequena).

Horas semanais de trabalho

A Figura 6 apresenta a evolução do número médio de horas semanais trabalhadas pelos empregados agrícolas e não agrícolas. Percebe-se nítida tendência de redução na média de horas trabalhadas por semana para os empregados agrícolas (pelo menos de 1996 a 2009). A carga horária semanal de trabalho dos empregados não agrícolas parece ser mais estável ao longo dos anos, mas também sofre redução. Os dados corroboram as informações publicadas pelo Comunicado nº 24 do IPEA (IPEA, 2009), noticiando a redução do número médio de horas trabalhadas no setor agrícola. Segundo esse estudo, o número médio de horas semanais de trabalho dos ocupados no setor agrícola caiu 26,3% entre 1988 e 2007.

Figura 6. Evolução do número médio de horas trabalhadas por semana, empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Escolaridade

A evolução da escolaridade média dos empregados é exibida na Figura 7. Uma primeira observação se refere à diferença considerável entre os dois setores. Enquanto a escolaridade média dos empregados não agrícolas, em 2012, era de 9,9 anos, no setor agrícola

não chega a 5 anos (4,6). A média do setor agrícola era 2,15 vezes menor. Apesar da trajetória de crescimento, o comportamento da escolaridade média dos empregados agrícolas está longe do desejável⁵². Verifica-se que a redução da diferença de escolaridade entre os dois setores não ocorre na velocidade necessária para corrigir as distorções. O acesso e garantia de permanência e frequência escolar são condições indispensáveis para o aumento da escolaridade da população. Aliado a isso, tem-se outro grave problema que é a dificuldade de acesso da população mais pobre a níveis mais elevados de educação. Conforme pontua Ney (2006), este fator, além de restringir a expansão do ensino, tem como consequência o aumento da heterogeneidade educacional (Ney, 2006, p. 29).

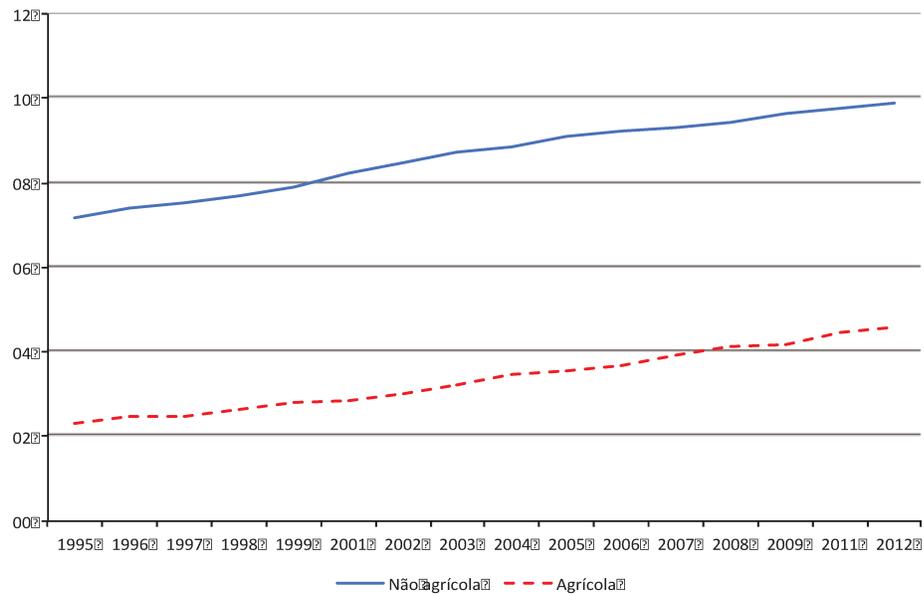
A educação vem sendo apontada como um dos principais determinantes do rendimento das pessoas empregadas, sobretudo quando são atingidos mais de 10 anos de estudo. Hoffmann e Simão (2005) mostraram que há um efeito limiar da escolaridade sobre o rendimento a partir do 10º ano de estudo. A taxa de retorno da escolaridade aumenta substancialmente⁵³ após completado o 10º ano de estudo.

Vale enfatizar que a educação não é importante apenas pela possibilidade de melhor inserção no mercado de trabalho, mas, sobretudo, por garantir o exercício de cidadania das pessoas.

⁵² Para informações mais detalhadas sobre a escolaridade e seus efeitos na distribuição de renda no setor agrícola e áreas rurais, ver Hoffmann e Ney (2004) e Ney (2006).

⁵³ Ver Hoffmann e Simão (2005, p. 52)

Figura 7. Evolução da escolaridade média, empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.

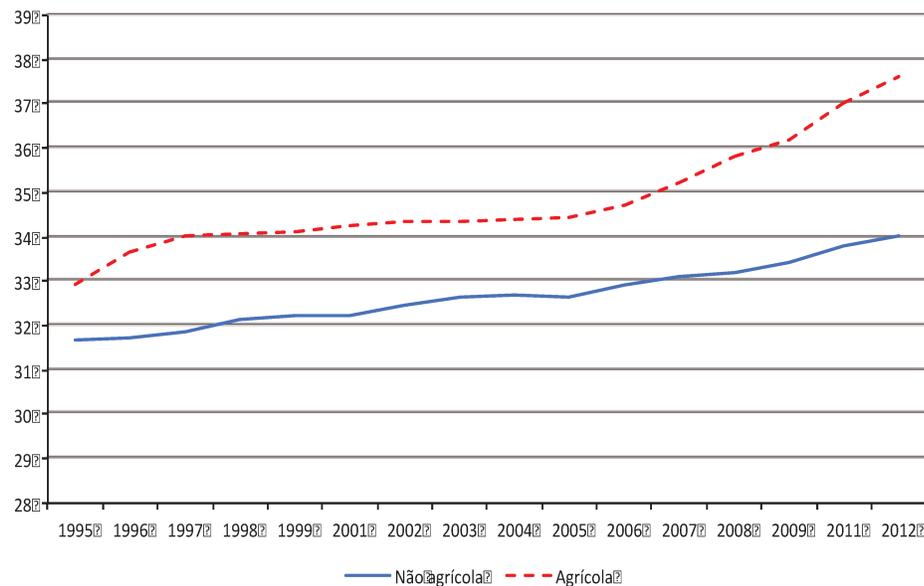


Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Idade

A seguir, a Figura 8 apresenta a evolução da idade média dos empregados agrícolas e não agrícolas. Os dados estão de acordo com a tendência demográfica de envelhecimento da população brasileira. A idade média dos empregados não agrícolas é sempre menor e o seu crescimento menos acentuado. Um dos fatores que explica a maior idade média no setor agrícola é o fato de que as gerações mais novas estão buscando, cada vez mais, oportunidades de trabalho fora da agricultura. É interessante notar que, a partir de 2005 a idade média dos empregados agrícolas aumenta com maior intensidade. Este fato também pode ser explicado pela “saída” dos jovens do mercado de trabalho agrícola em um contexto de relativo crescimento econômico.

Figura 8. Evolução da idade média dos empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

2.3.2 Evolução dos salários e desigualdade entre os empregados agrícolas e não agrícolas

Evolução dos Salários

As diferenças entre os empregados agrícolas e não agrícolas quanto ao rendimento são sumarizadas a seguir. A Tabela 5 apresenta a evolução dos rendimentos médios e medianos dos empregados agrícolas e não agrícolas e do salário mínimo real. É notável o diferencial salarial entre os dois setores. Nota-se que o rendimento mediano dos empregados agrícolas, em quase toda a série, coincide com o valor do salário mínimo real. Nos dois casos a distribuição é assimétrica à direita (média > mediana). Apesar da redução da diferença entre os rendimentos médios dos empregados agrícola e não agrícolas, em 2012 o rendimento médio dos empregados não agrícolas era quase duas vezes maior do que o dos empregados agrícolas. Entre os anos de 1995 e 2004 observa-se uma redução da diferença entre as médias, porém, a partir de 2004 essa tendência torna-se menos evidente.

Cunha (2008) analisa os diferenciais e principais determinantes dos salários dos empregados na agricultura brasileira. Uma das conclusões do trabalho é de que o aumento da produtividade no setor agrícola pode não estar sendo traduzido em aumento real dos salários. Isso explicaria, em parte, os baixos salários ainda pagos no setor agrícola.

Tabela 5. Rendimentos médio e mediano do trabalho principal, diferença entre rendimentos médios e valor do salário mínimo real em set./out. de cada ano para empregados agrícolas e não agrícolas, 1995 a 2012.

Ano	Agricultora		Não Agrícola		Razão (b)/(a)	Salário Mínimo real
	Médio (a)	Mediano	Médio (b)	Mediano		
1995	429,3	302,5	1.247,7	756,2	2,9	302,5
1996	456,0	322,9	1.252,1	780,3	2,7	301,4
1997	439,7	309,5	1.268,4	773,7	2,9	309,5
1998	443,4	325,3	1.269,6	750,7	2,9	325,3
1999	443,7	343,2	1.173,1	705,3	2,6	319,7
2001	427,5	368,5	1.144,4	716,6	2,7	368,5
2002	430,4	372,5	1.119,1	707,8	2,6	372,5
2003	419,1	382,6	1.036,9	637,7	2,5	382,6
2004	449,8	391,6	1.036,0	677,8	2,3	391,6
2005	482,7	429,5	1.080,3	715,9	2,2	429,5
2006	513,3	487,5	1.129,3	724,3	2,2	487,5
2007	559,5	504,8	1.160,0	797,1	2,1	504,8
2008	606,1	514,5	1.173,2	767,5	1,9	514,5
2009	592,1	552,7	1.220,7	832,0	2,1	552,7
2011	709,2	576,5	1.298,0	846,3	1,8	576,5
2012	719,1	622,0	1.351,4	900,0	1,9	622,0

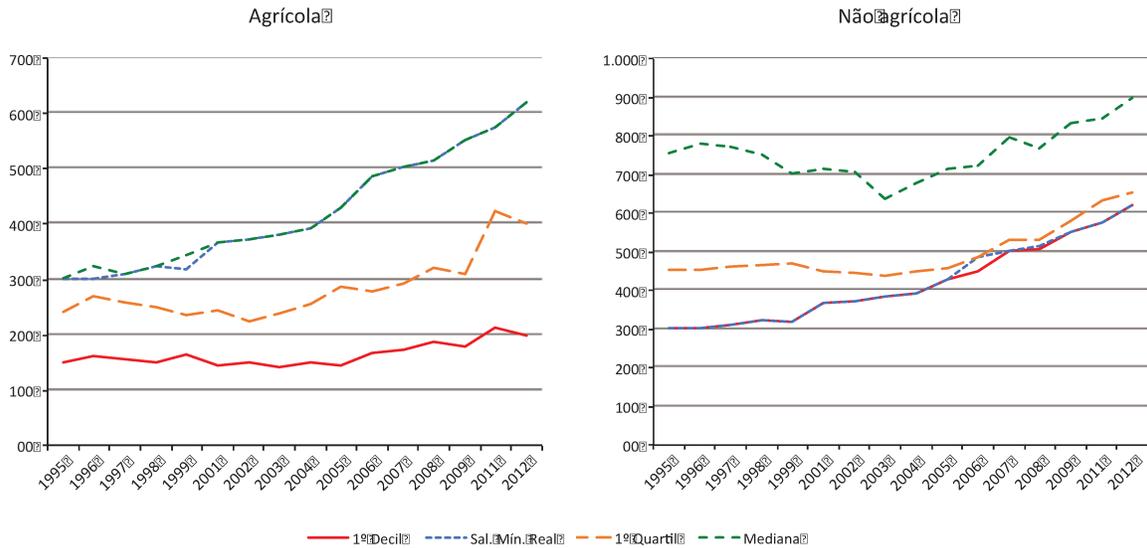
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

A Figura 9 mostra a evolução dos quantis da distribuição do rendimento dos empregados agrícolas e não agrícolas, comparando-os com o valor real do salário mínimo. Chama a atenção a posição relativa do salário mínimo nos dois setores. Conforme já apresentado na Tabela 5, no setor agrícola o SM real coincide com o valor do rendimento mediano ao longo de quase todo o período analisado. Já no setor não agrícola, o SM real coincide com o 1º decil da distribuição, ou seja, o SM serve como referência para os rendimentos dos estratos inferiores da distribuição. Oliveira e Hoffmann (2013) apresentam resultados semelhantes, porém analisando os empregados permanentes, temporários, com carteira e sem carteira na agricultura brasileira. Segundo os autores, para os empregados permanentes e com carteira, o valor do SM real coincide com os rendimentos da cauda inferior da distribuição. Já quando são analisados os empregados temporários e sem carteira, o SM real parece balizar os rendimentos da parte superior da distribuição.

Ainda com relação aos quantis da distribuição dos rendimentos dos empregados agrícolas, observa-se que a diferença entre o 1º decil e a mediana aumenta ao longo do período

de análise. Em 2012 o 1º quartil era o dobro do 1º decil e correspondia a apenas 64% do valor do SM real.

Figura 9. Evolução do salário mínimo real e dos quantis da distribuição de rendimentos dos empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

A Tabela 6 confirma o que foi apresentado na Figura 9, apresentando a razão entre o SM e o rendimento médio, o mediano e o 1º decil da distribuição. A relação entre o SM e o rendimento médio é também denominada na literatura internacional de índice de Kaitz⁵⁴. A ideia por trás deste índice é medir o quanto os rendimentos estão atrelados ao valor do SM. Teoricamente, o índice de Kaitz deve ser maior para os empregados com menor qualificação e, portanto, com menor rendimento médio. De fato, nota-se que o índice Kaitz é maior para os empregados agrícolas. No entanto, quando se analisa a razão entre o SM e o 1º decil tem-se que o SM chega a ser três vezes superior. Isso indica que o efeito do SM ao longo da distribuição dos rendimentos para os empregados agrícolas apresenta um padrão diferente do observado para os empregados não agrícolas. No capítulo 3 serão ajustadas regressões quantílicas para estimar o impacto do SM ao longo da distribuição dos rendimentos para os empregados agrícolas. Por hora, é importante ter em mente como o SM afeta de maneira desigual os empregados agrícolas e os não agrícolas.

⁵⁴ Esta relação foi apresentada pela primeira vez por Hyman Kaitz em 1970. Na ocasião, o autor analisava o impacto do SM sobre o desempenho entre jovens nos Estados Unidos. Ver Kaitz (1970).

Tabela 6. Razão entre o valor do salário mínimo e o rendimento médio, mediano e o 1º decil da distribuição dos rendimentos dos empregados agrícolas e não agrícolas no Brasil, 1995 a 2012.

Ano	Agrícola			Não Agrícola		
	SM/Média	SM/p50	SM/p10	SM/Média	SM/p50	SM/p10
1995	0,70	1,00	2,00	0,25	0,43	1,00
1996	0,67	0,93	1,87	0,25	0,41	1,00
1997	0,71	1,00	2,00	0,26	0,41	1,00
1998	0,73	1,00	2,17	0,27	0,43	1,00
1999	0,73	0,96	1,94	0,28	0,45	1,00
2001	0,86	1,00	2,57	0,34	0,55	1,00
2002	0,87	1,00	2,50	0,35	0,57	1,00
2003	0,91	1,00	2,67	0,39	0,60	1,06
2004	0,86	1,00	2,60	0,39	0,65	1,04
2005	0,89	1,00	3,00	0,41	0,65	1,00
2006	0,96	1,00	2,92	0,45	0,70	1,17
2007	0,91	1,00	2,92	0,45	0,69	1,00
2008	0,85	1,00	2,77	0,45	0,69	1,04
2009	0,94	1,00	3,10	0,47	0,72	1,01
2011	0,81	1,00	2,73	0,46	0,68	1,00
2012	0,86	1,00	3,11	0,47	0,69	1,00

Fonte: PNAD/IBGE, vários anos.

Evolução da desigualdade

A Tabela 7 apresenta a evolução das principais medidas de desigualdade da distribuição dos rendimentos dos empregados agrícolas e não agrícolas⁵⁵. No caso dos empregados não agrícolas, há uma sistemática redução da desigualdade segundo as três medidas apresentadas. O índice de Gini cai de 0,5086, em 1995, para 0,4006, em 2012, uma redução de 21,2%, acompanhando a tendência geral de redução da desigualdade na distribuição de renda no país. No mesmo período, a variação das medidas T e L de Theil foi maior: 33,7 e 39,5%, respectivamente.

⁵⁵ Para detalhes sobre o cálculo e diferenças entre as medidas de desigualdade apresentadas, consultar Hoffmann (1998a).

Tabela 7. Medidas de desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho principal para empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.

Ano	Agrícola			Não Agrícola		
	Gini	T de Theil	L de Theil	Gini	T de Theil	L de Theil
1995	0,3591	0,2591	0,2278	0,5086	0,5146	0,4497
1996	0,3639	0,2668	0,2301	0,4991	0,4867	0,4311
1997	0,3547	0,2474	0,2220	0,4982	0,4901	0,4302
1998	0,3496	0,2423	0,2200	0,5019	0,5148	0,4347
1999	0,3554	0,2736	0,2280	0,4872	0,4727	0,4095
2001	0,3584	0,2487	0,2374	0,4806	0,4825	0,3951
2002	0,3554	0,2577	0,2374	0,4792	0,4751	0,3927
2003	0,3400	0,2173	0,2177	0,4631	0,4422	0,3667
2004	0,3431	0,2293	0,2212	0,4545	0,4315	0,3535
2005	0,3539	0,2640	0,2392	0,4469	0,4160	0,3403
2006	0,3427	0,2241	0,2257	0,4377	0,4076	0,3276
2007	0,3518	0,2423	0,2362	0,4290	0,3879	0,3143
2008	0,3593	0,2545	0,2475	0,4235	0,3804	0,3067
2009	0,3477	0,2220	0,2364	0,4185	0,4011	0,3001
2011	0,3529	0,2462	0,2342	0,4070	0,3598	0,2807
2012	0,3443	0,2188	0,2321	0,4006	0,3413	0,2722

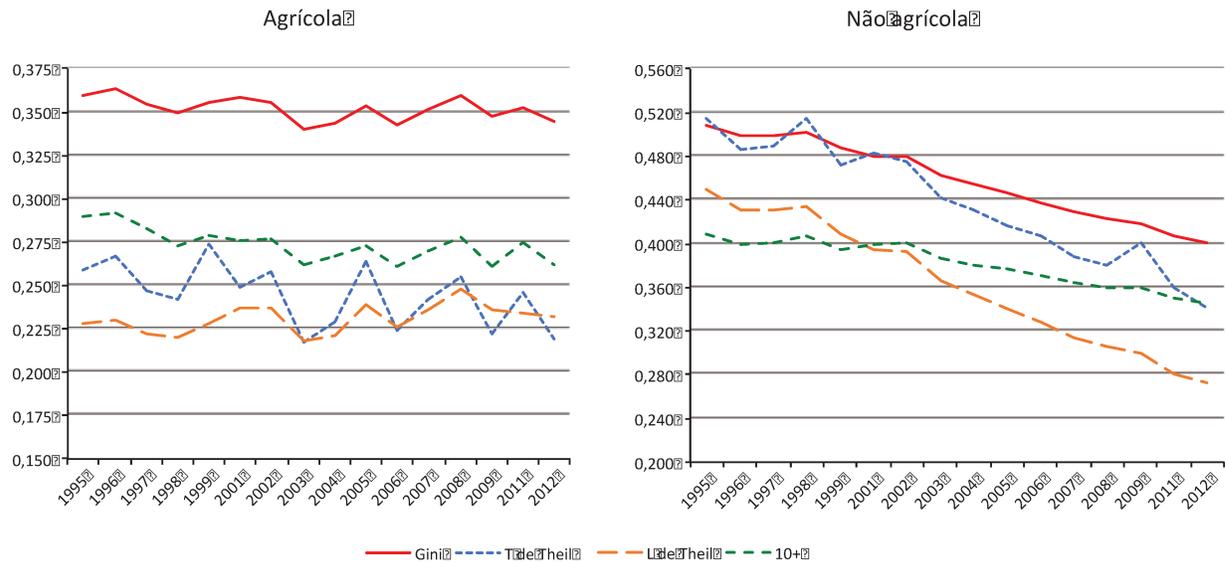
Fonte: PNAD/IBGE, vários anos.

No setor agrícola não se pode afirmar que houve tendência nítida de redução da desigualdade. Apesar de a análise ponta a ponta da série indicar uma redução de 4,1% no valor do índice de Gini, o comportamento das medidas de desigualdade ao longo da série analisada é mais irregular. Além disso, de acordo com a medida L de Theil (enquanto a medida T de Theil é mais sensível a alterações na cauda superior da distribuição, a medida L apresenta maior sensibilidade a mudanças na cauda inferior da distribuição) houve aumento da desigualdade entre os empregados agrícolas. Este resultado também é apresentado por Oliveira e Hoffmann (2013), Hoffmann e Oliveira (2013).

A figura 9 ilustra o que foi apresentado na Tabela 7, adicionando a evolução da proporção do rendimento apropriada pelos 10% mais ricos da distribuição. De 2002 em diante, a parcela da renda apropriada pelos 10% mais ricos diminui no caso dos empregados não agrícolas. Em 2012, os 10% mais ricos detinham 35% do total do rendimento dos empregados não agrícolas. No caso dos empregados agrícolas, o comportamento da proporção da renda apropriada

pelos 10% mais ricos é mais irregular ao longo da série. Mesmo assim, esta proporção cai de 29%, em 1995, para 26%, em 2012.

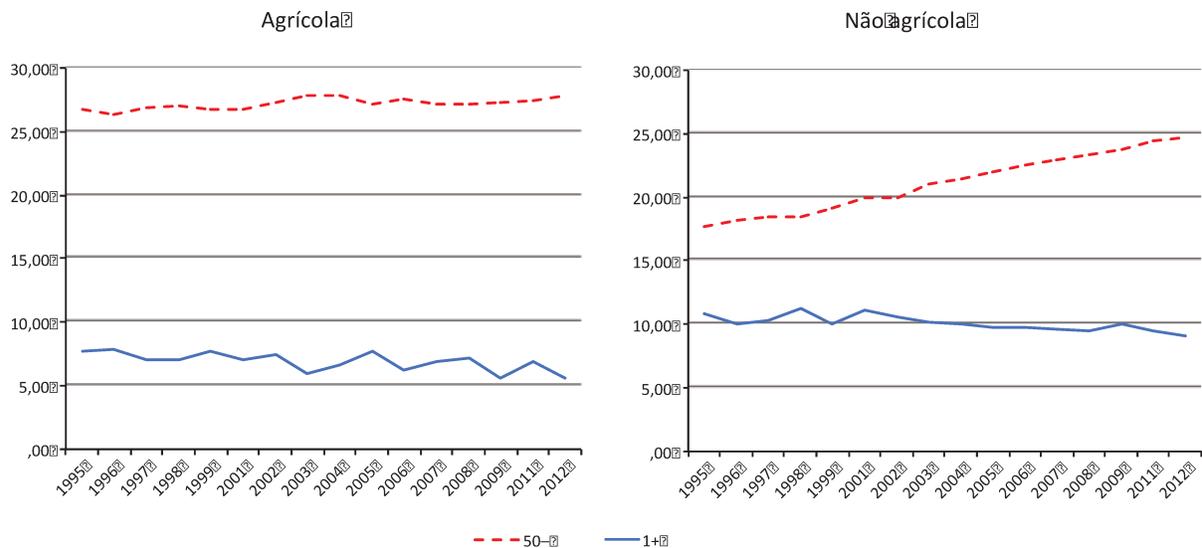
Figura 10. Medidas de desigualdade para os empregados agrícolas e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: PNAD/IBGE, vários anos.

Ainda analisando a desigualdade entre os empregados agrícolas e não agrícolas, a Figura 11 mostra a evolução da parcela da renda apropriada pelos 50% mais pobres e pelo 1% mais rico. A proporção da renda apropriada pelos 50% mais pobres cresce no caso dos empregados não agrícolas e permanece quase estável para os empregados agrícolas. Estas medidas reforçam a ideia de que no caso do setor agrícola não houve nítida tendência de redução da desigualdade e, como será mostrado no Capítulo 3, o crescimento do valor real do SM pode ter contribuído com o aumento da desigualdade, na medida em que influencia os rendimentos da parte superior da distribuição para algumas categorias de empregados agrícolas.

Figura 11. Proporção do rendimento apropriada pelo 1% mais rico e pelos 50% mais pobres entre os empregados agrícola e não agrícolas, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: PNAD/IBGE, vários anos.

2.4 Análise dos empregados na agricultura brasileira

Esta seção se encarrega de apresentar algumas informações sobre os empregados agrícolas classificados em quatro categorias, como se segue:

- a) Permanentes com carteira (PCC)⁵⁶
- b) Permanentes sem carteira (PSC)⁵⁷
- c) Temporários com carteira (TCC)⁵⁸
- d) Temporários sem carteira (TSC)⁵⁹

Nestas análises foram selecionados apenas os empregados com rendimento positivo do trabalho principal, com declaração de idade e escolaridade. Foram excluídas da amostra as pessoas com menos de 15 e mais de 98 horas de trabalho na semana de referência (no trabalho principal).

⁵⁶ Variáveis v9008=1, 2, ou 3 e v4706=1.

⁵⁷ Variáveis v9008=1, 2, ou 3 e v4706=4 ou 5.

⁵⁸ Variáveis v9008=4 e v4706=1.

⁵⁹ Variáveis v9008=4 e v4706=4 ou 5.

A Tabela 8 traz a evolução das quatro categorias de empregados agrícolas de 1995 a 2012. Primeiramente, observa-se o aumento da participação dos empregados permanentes com carteira e redução dos empregados temporários sem carteira no total. Em 1995, 23,8% dos empregados agrícolas estava no grupo dos permanentes com carteira. Esta proporção cresce até 1999 e sofre redução em 2001. A partir de 2003, a participação desta categoria volta a crescer, alcançando 35,8% em 2012. É importante destacar que apesar do aumento observado na participação desta categoria, o emprego sem carteira ainda é predominante no setor agrícola. Em 2012, 58,3% do total de empregados no setor agrícola (permanentes e temporários) ainda trabalhavam sem registro formal de trabalho. Em 1995, esta proporção era de 72,4%.

Conforme mostra Oliveira (2010), em 2008 o rendimento médio dos empregados sem carteira era, em média, a metade do recebido pelos empregados com carteira. Além disso, apresentaram escolaridade média bastante inferior. Os subitens 2.4.1 e 2.4.2 examinam as características pessoais e a evolução dos salários, respectivamente, das quatro categorias de empregados aqui analisadas.

A Tabela 8 releva ainda o crescimento considerável dos empregados temporários com carteira, pelo menos nos primeiros cinco anos da década de 2000. Entre 2001 e 2005 houve incremento de quase 100% no total de empregados temporários com carteira de trabalho. É interessante notar que o Estado de São Paulo, entre 2001 e 2005, responde por mais de 40% do total dos empregados temporários com carteira no Brasil. Neste mesmo período o Estado registrou um aumento de 70% no total de empregados temporários com carteira. Esse aumento possivelmente está relacionado com a expansão da cana de açúcar no Estado, em resposta ao crescimento da demanda por álcool combustível.

Tabela 8. Evolução das diferentes categorias de empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.

Ano	PCC		PSC		TCC		TSC		Total
	N (1000)	%	N (1000)	%	N (1000)	%	N (1000)	%	
1995	1.116,0	23,8	1.617,8	34,5	175,2	3,7	1.777,3	37,9	4.686,3
1996	1.081,5	24,6	1.549,9	35,2	224,7	5,1	1.549,0	35,2	4.405,0
1997	1.080,9	24,8	1.458,1	33,4	178,1	4,1	1.649,4	37,8	4.366,4
1998	1.035,8	25,3	1.325,5	32,4	114,3	2,8	1.618,1	39,5	4.093,6
1999	1.163,7	26,4	1.405,4	31,9	171,9	3,9	1.663,9	37,8	4.404,9
2001	1.044,4	25,1	1.239,4	29,8	154,2	3,7	1.726,5	41,5	4.164,6
2002	1.064,1	24,3	1.262,4	28,9	238,7	5,5	1.809,0	41,4	4.374,2
2003	1.057,7	23,7	1.185,8	26,5	300,1	6,7	1.924,0	43,1	4.467,6
2004	1.166,4	25,2	1.130,9	24,5	337,6	7,3	1.986,9	43,0	4.621,8
2005	1.226,2	26,4	1.151,7	24,8	304,6	6,6	1.961,8	42,2	4.644,3
2006	1.175,7	26,3	1.103,7	24,7	367,0	8,2	1.821,6	40,8	4.468,0
2007	1.257,8	28,4	1.111,6	25,1	359,1	8,1	1.696,6	38,3	4.425,1
2008	1.454,8	32,6	1.097,4	24,6	317,7	7,1	1.592,9	35,7	4.462,7
2009	1.369,3	30,7	1.120,3	25,1	269,4	6,0	1.703,3	38,2	4.462,3
2011	1.340,3	35,2	1.110,4	29,2	239,6	6,3	1.116,6	29,3	3.806,8
2012	1.368,3	35,8	1.175,6	30,8	223,2	5,8	1.055,3	27,6	3.822,5
Var. 95-99 (%)	4,3	-	-13,1	-	-1,9	-	-6,4	-	-6,0
Var. 01-05 (%)	17,4	-	-7,0	-	97,4	-	13,6	-	11,5
Var. 06-12 (%)	16,4	-	6,5	-	-39,2	-	-42,1	-	-14,4

Fonte: Microdados das PNADs/IBGE.

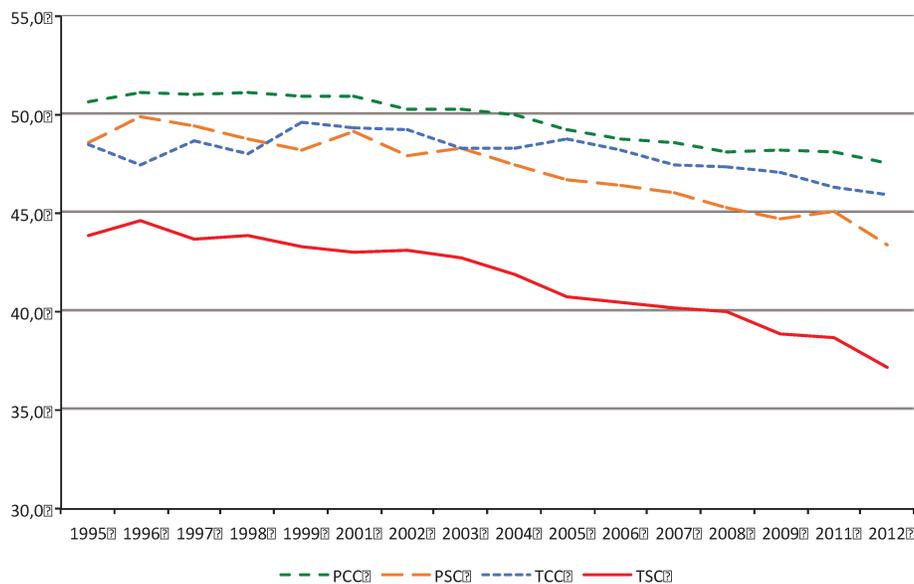
2.4.1 Características pessoais

Horas semanais de trabalho

Os dados apresentados na Figura 12 permitem analisar a evolução do número médio de horas trabalhadas por semana (no trabalho principal) para as diferentes categorias de empregados agrícolas. Os empregados temporários sem carteira apresentaram menor número médio de horas trabalhadas por semana, com redução sistemática entre 1995 e 2012. No geral, os empregados com carteira (permanentes ou temporários) possuem jornada semanal de trabalho, em média, superior quando comparados com os empregados sem carteira (permanentes ou temporários). Mesmo com a queda de 6,7% entre 1995 e 2012, a média de horas semanais de trabalho dos empregados permanentes com carteira foi superior à jornada estabelecida pela constituição de 1988, ou seja, 44 horas semanais. É importante lembrar que apenas em 1988

foram equiparados os direitos entre trabalhadores rurais e urbanos. A regulamentação da jornada de 44 horas semanais pode ter efeito mais lento no setor agrícola, por duas razões: *i*) pela dificuldade de fiscalização do trabalho, principalmente no caso dos empregados permanentes que, muitas vezes, residem no local de trabalho e executam tarefas distintas; e *ii*) pela própria natureza do trabalho agrícola que, em certas épocas do ano tem a jornada de trabalho intensificada (como é o caso da colheita).

Figura 12. Evolução do número médio de horas trabalhadas na semana para as diferentes categorias de empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

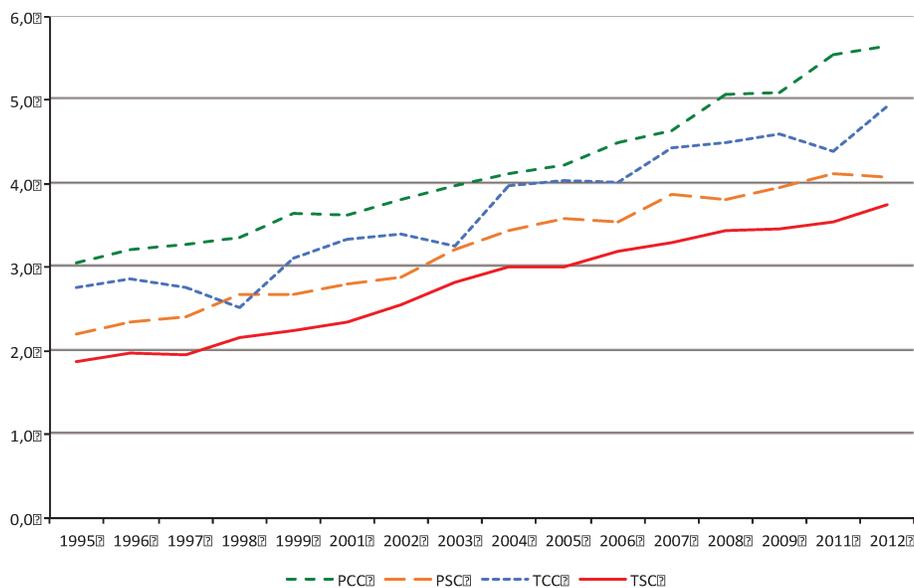
Escolaridade

A seguir, a Figura 13 traz a evolução da escolaridade média para as quatro categorias de empregados. Conforme foi visto na seção 2.2, os empregados agrícolas apresentam baixa escolaridade média (relativamente aos empregados do setor não agrícola). A Figura sugere que o fato de ter carteira de trabalho assinada está relacionado com níveis maiores de escolaridade. Em toda a série a escolaridade média dos empregados permanentes com carteira é superior à dos demais empregados agrícolas. Além disso, a diferença entre a escolaridade média dos empregados permanentes com carteira e a escolaridade dos empregados não agrícolas é menor.

No outro extremo, os empregados temporários sem carteira registraram menor escolaridade média ao longo de todo período considerado.

Ainda de acordo com a Figura 13, é importante destacar que não há uma trajetória nítida de redução do diferencial de escolaridade entre as quatro categorias analisadas. A escolaridade dos empregados sem carteira (permanentes e temporários) deveria crescer a um ritmo mais acelerado do que é constatado. A informalidade está, geralmente, associada a baixa escolaridade e, por consequência, a menores salários. Deve-se pensar em formas de qualificação desses empregados agrícolas como uma das possibilidades de aumentar as chances de uma melhor inserção no mercado de trabalho.

Figura 13. Evolução da escolaridade média das diferentes categoria de empregados e trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.



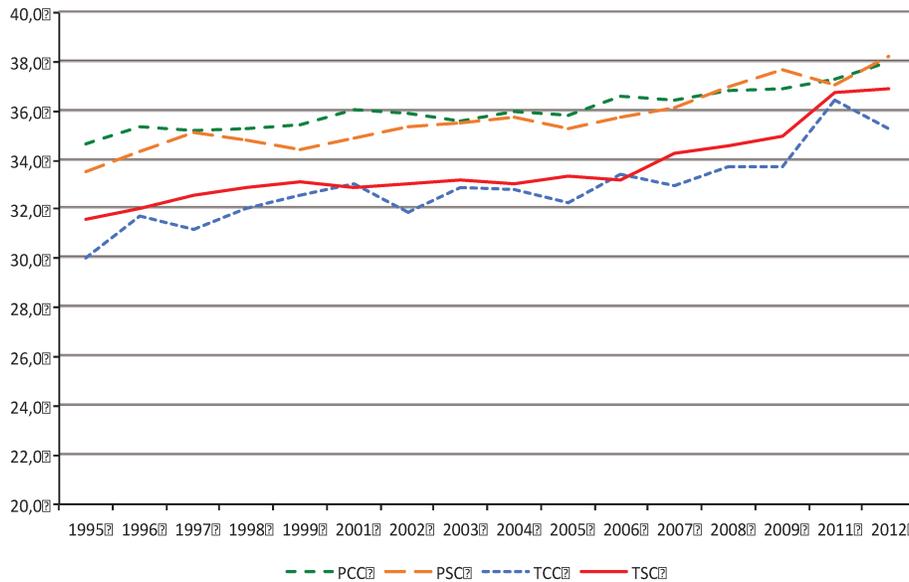
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Idade

Na Figura 14 tem-se a evolução da idade média para as quatro categorias de empregados selecionadas. Como era de se esperar, os empregados temporários (com e sem carteira) são mais jovens quando comparados com os permanentes. É interessante notar que, a partir de 2006, a idade média dos empregados temporários com carteira cresce com mais intensidade, se aproximando dos empregados permanentes (com e sem carteira). Em geral,

observa-se que a idade média dos empregados agrícolas vem aumentando ao longo do tempo, conforme também apresentado na Figura 8.

Figura 14. Evolução da idade média das diferentes categorias de empregados e dos trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

2.4.2 Evolução dos salários e da desigualdade entre os empregados no setor agrícola

Esta análise permite observar com mais detalhes a evolução dos salários e da desigualdade e, mais precisamente, o comportamento dessas variáveis frente ao crescimento do valor real do SM.

Evolução dos salários

A Tabela 9 mostra a evolução dos rendimentos médio e mediano dos empregados permanentes e temporários com e sem carteira no setor agrícola. Observa-se que o rendimento médio dos permanentes com carteira é, pelo menos, 40% maior que a média dos empregados permanentes sem carteira. Além disso, a taxa de crescimento do rendimento dos empregados

permanentes com carteira é maior no período analisado. Entre 1995 e 2012 o rendimento médio real dos permanentes sem carteira apresentou crescimento de 40,2%, contra 69,1% para os com carteira. Vale notar que o SM real cresceu 105,4% no mesmo período. O rendimento mediano dos empregados permanentes sem carteira parece ter acompanhado o aumento do SM real, com aumento de 98,3%. Apesar disso, o diferencial de rendimento entre as duas categorias aumentou entre os anos de 1995 e 2012. Em 2012 o rendimento médio dos permanentes com carteira era 73% maior que o dos sem carteira.

Da mesma forma, o rendimento médio dos empregados temporários com carteira é maior do que o rendimento médio dos temporários sem carteira. Neste caso a diferença é mais acentuada do que a observada entre os empregados permanentes. Em 1995 a média dos temporários com carteira era aproximadamente 73% maior do que a dos sem carteira. Essa diferença sobe para 98% em 2012. Entre 1995 e 2012 o aumento do rendimento médio real dos empregados temporários com carteira foi de 58,2%, já para os temporários sem carteira o aumento foi de 38,1%.

Cunha (2009) analisa os diferenciais de rendimento entre os empregados permanentes e temporários no setor agrícola brasileiro. Os resultados do trabalho mostram que, entre 1992 e 2006, houve queda dos diferenciais salariais entre as duas categorias. Os dados da tabela 9 não confirmam essa queda, pelo menos entre 1995 e 2012, e mostram, inclusive, aumento da diferença entre os rendimentos médios tanto quando são comparados os permanentes e temporários com carteira, como para os sem carteira.

Avaliando a questão de um outro ponto de vista, sob o conceito de polarização, Balsadi e Graziano da Silva (2008) mostram que, no período de 1992 a 2004, houve aumento da polarização da qualidade do emprego, no geral, e também quando são analisados os indicadores de rendimento. Na definição utilizada pelos autores, isso significa dizer que houve aumento da distância entre os empregados permanentes e temporários no mercado de trabalho agrícola. O trabalho evidencia a existência de discrepâncias importantes entre os empregados, mas não apresentam nenhuma medida de polarização. Hoffmann (2009) ressalta que, metodologicamente, o uso do termo polarização como sinônimo de desigualdade (ou discrepância) não é adequado. Embora esteja relacionada com a desigualdade, não se deve confundir as duas medidas. Hoffmann (2009) mostra que não há tendência de redução da razão entre os rendimentos médios dos empregados permanentes e temporários (o diferencial de rendimento médio entre as duas

categorias aumenta) e que houve redução da polarização quando se analisa a distribuição do rendimento do trabalho principal dos empregados no setor agrícola.

Tabela 9. Comportamento do rendimento médio e mediano dos empregados permanentes e temporários com e sem carteira de trabalho no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.

Ano	PCC		PSC		TCC		TSC		Sal. Mín. Real
	Médio	Mediano	Médio	Mediano	Médio	Mediano	Médio	Mediano	
1995	607,0	453,7	422,3	302,5	541,0	453,7	313,1	272,2	302,5
1996	628,6	484,4	437,1	301,4	546,1	484,4	341,5	269,1	301,4
1997	643,9	515,8	428,3	309,5	529,2	464,2	306,2	257,9	309,5
1998	643,4	520,5	445,2	337,8	566,6	500,4	305,3	250,2	325,3
1999	622,9	517,2	451,7	329,1	566,7	564,2	298,9	282,1	319,7
2001	638,0	511,8	440,9	368,5	543,0	511,8	280,2	245,7	368,5
2002	649,3	521,5	430,1	372,5	532,9	484,3	288,2	260,8	372,5
2003	613,3	494,2	434,1	382,6	515,2	478,3	288,2	255,1	382,6
2004	663,9	527,2	452,9	391,6	591,5	527,2	298,4	271,1	391,6
2005	725,5	572,7	473,6	429,5	615,6	554,1	315,5	286,4	429,5
2006	779,8	626,8	474,4	487,5	687,6	561,4	329,8	278,6	487,5
2007	825,8	664,3	540,0	504,8	719,7	664,3	340,9	298,9	504,8
2008	893,1	743,9	530,9	495,9	749,2	659,6	367,2	322,4	514,5
2009	874,2	713,2	560,5	546,8	718,9	594,3	366,0	332,8	552,7
2011	975,5	793,4	630,9	576,5	860,8	740,5	434,8	370,2	576,5
2012	1.026,6	800,0	592,3	600,0	856,0	700,0	432,5	360,0	622,0

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Ainda com relação à diferença de rendimento entre os empregados agrícolas, deve-se lembrar que os empregados permanentes, normalmente, recebem salários indiretos, como moradia, água, luz, parte da produção, área para produção própria, etc. Assim, além da diferença em termos monetários, há uma diferença relacionada à própria condição do empregado (se permanente ou temporário).

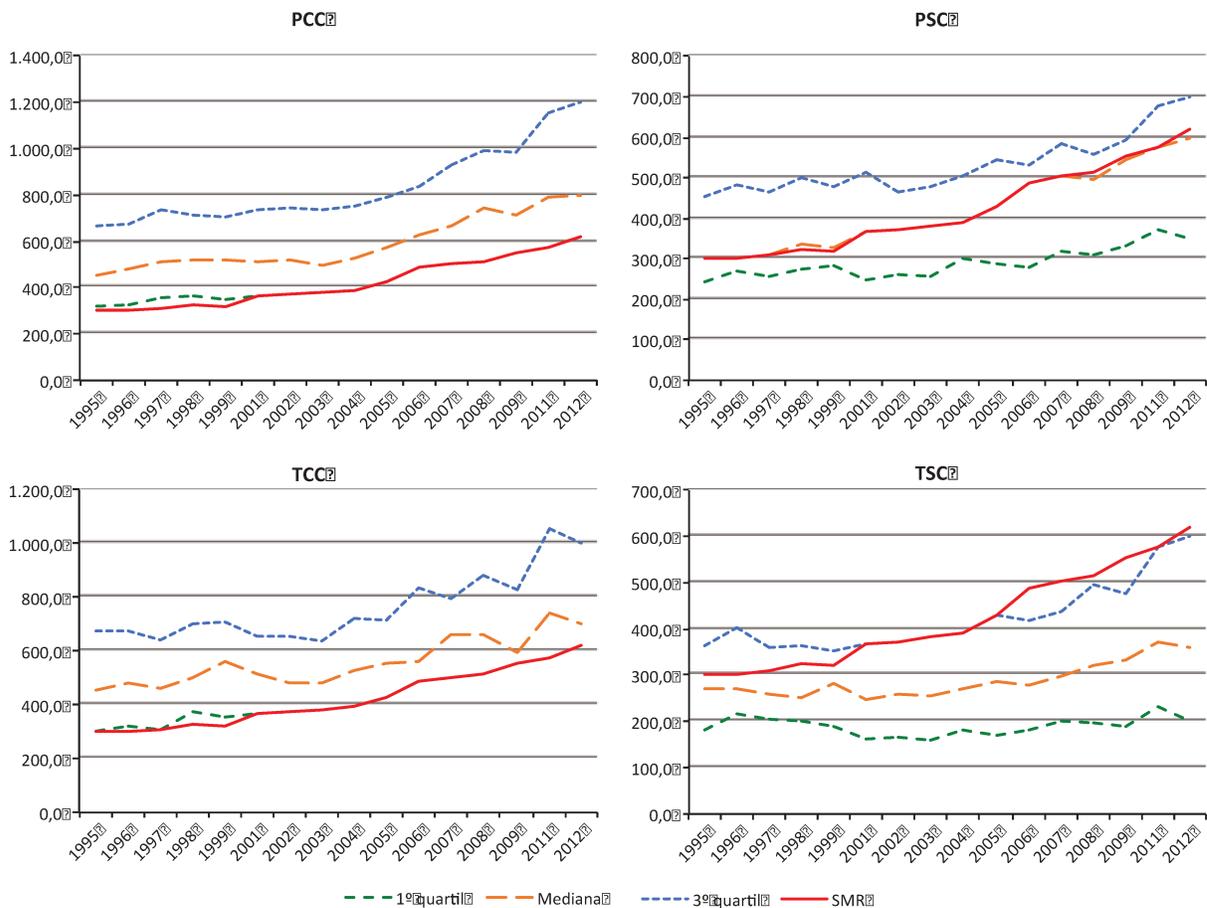
A Figura 15 apresenta a evolução dos quartis da distribuição dos rendimentos dos empregados agrícolas, por categoria. Nota-se que para os empregados com carteira (permanentes ou temporários) o SM coincide com os rendimentos da cauda inferior da distribuição. Nos dois casos, o SM parece balizar o 1º quartil da distribuição.

O rendimento mediano dos empregados permanentes sem carteira praticamente coincide em toda a série com o valor do SM real, que vem se aproximando do 3º quartil da

distribuição. Percebe-se um descolamento entre o SM e o 1º quartil, principalmente a partir de 1999. Aparentemente os rendimentos mais baixos desta categoria estão pouco atrelados ao valor do SM.

A situação é ainda pior para os empregados temporários sem carteira. A Figura 15 sugere que o SM exerce maior influência sobre os rendimento do topo da distribuição (3º quartil). Entre 1995 e 2001 o 3º quartil é maior do que o valor do SM, passando a coincidir com o SM de 2001 a 2005. A partir de 2005 o SM supera o 3º quartil. É notável a diferença entre o valor do SM e o 1º quartil e a mediana. Estes rendimentos não acompanham a trajetória de crescimento do valor real do SM ao longo dos anos.

Figura 15. Evolução do salário mínimo real, e dos quartis da distribuição de rendimento dos empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

O Capítulo 3 tratará, com detalhes, a relação entre o SM e o rendimento dos empregados agrícolas. Entretanto, as Tabelas 10 a 13 já apresentam a distribuição dos empregados agrícolas por faixas de rendimento, quais sejam: menor que o SM (< SM); igual ao SM (= SM); e maior que o SM (> SM).

A Tabela 10 traz estes dados para os empregados permanentes com carteira. Nota-se que a proporção de pessoas com rendimento inferior ao SM é relativamente baixa. A maior proporção de empregados com rendimento menor que o SM ocorreu em 2001 (5%). De 2003 a 2009 essa proporção cai para menos de 1%, atingindo 1,9% e 1,3% em 2011 e 2012, respectivamente. O número de empregados com rendimento exatamente igual ao valor do SM tende a aumentar ao longo da série. Em 2012, 28% dos permanentes com carteira tiveram rendimento igual ao SM (esse percentual ultrapassou 30% em 2006). Com relação aos empregados com declaração de rendimento do trabalho principal superior ao mínimo, pode-se dizer que houve uma transferência de pessoas dessa faixa para a faixa de rendimento igual ao SM. A proporção de pessoas com remuneração acima do SM, que chegou a ser 81% em 1999, cai para 71% em 2012.

Tabela 10. Distribuição dos empregados agrícolas permanentes com carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.

Ano	< SM		= SM		> SM		Total	
	N Pessoas	%	N Pessoas	%	N Pessoas	%	N Pessoas	%
1995	33.729	3,0	238.758	21,4	843.495	75,6	1.115.982	100,0
1996	28.104	2,6	194.799	18,0	858.564	79,4	1.081.467	100,0
1997	22.449	2,1	198.123	18,3	860.284	79,6	1.080.856	100,0
1998	28.786	2,8	200.694	19,4	806.346	77,8	1.035.826	100,0
1999	35.235	3,0	184.791	15,9	943.720	81,1	1.163.746	100,0
2001	52.408	5,0	216.596	20,7	775.415	74,2	1.044.419	100,0
2002	34.246	3,2	276.341	26,0	753.503	70,8	1.064.090	100,0
2003	31.490	3,0	297.014	28,1	729.244	68,9	1.057.748	100,0
2004	8.110	0,7	326.091	28,0	832.205	71,3	1.166.406	100,0
2005	5.603	0,5	359.338	29,3	861.217	70,2	1.226.158	100,0
2006	9.074	0,8	360.826	30,7	805.829	68,5	1.175.729	100,0
2007	8.569	0,7	337.077	26,8	912.183	72,5	1.257.829	100,0
2008	8.838	0,6	409.605	28,2	1036342	71,2	1.454.785	100,0
2009	9.714	0,7	384.095	28,0	975.535	71,2	1.369.344	100,0
2011	25.302	1,9	381.467	28,5	933.513	69,7	1.340.282	100,0
2012	17.589	1,3	382.611	28,0	968.133	70,8	1.368.333	100,0

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

A seguir são apresentadas as mesmas informações para os empregados permanentes sem registro formal de trabalho. Deve-se observar que a proporção de empregados com rendimento menor que o SM aumenta entre 1995 e 2012. Em 2012, mais da metade dos empregados permanentes sem carteira declaram receber menos que um SM. O aumento da proporção de empregados na faixa < SM foi acompanhado de redução nas outras duas faixas (= SM e > SM). Os dados mostram que o crescimento do valor real do SM foi acompanhado de aumento no número de empregados com remuneração inferior ao seu valor (tanto em termos absolutos como relativamente). Isso indica que, para essa categoria de empregados, o SM possui baixa aderência aos rendimentos da parte inferior da distribuição. Em 1995, 44,4% desse empregados recebiam mais que o SM. Esse percentual cai para 28,1%, em 2012, um dos menores valores da série

Tabela 11. Distribuição dos empregados agrícolas permanentes sem carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.

Ano	< SM		= SM		> SM		Total	
	N Pessoas	%						
1995	460.130	28,4	439.914	27,2	717.760	44,4	1.617.804	100,0
1996	513.962	33,2	261.281	16,9	774.617	50,0	1.549.860	100,0
1997	423.820	29,1	375.924	25,8	658.362	45,2	1.458.106	100,0
1998	420.363	31,7	240.398	18,1	664.706	50,1	1.325.467	100,0
1999	472.481	33,6	184.930	13,2	747.981	53,2	1.405.392	100,0
2001	488.363	39,4	248.112	20,0	502.926	40,6	1.239.401	100,0
2002	508.533	40,3	334.015	26,5	419.802	33,3	1.262.350	100,0
2003	500.567	42,2	252.288	21,3	432.918	36,5	1.185.773	100,0
2004	452.448	40,0	244.895	21,7	433.508	38,3	1.130.851	100,0
2005	501.114	43,5	272.678	23,7	377.917	32,8	1.151.709	100,0
2006	540.630	49,0	254.506	23,1	308.547	28,0	1.103.683	100,0
2007	519.692	46,8	208.351	18,7	383.527	34,5	1.111.570	100,0
2008	563.038	51,3	217.873	19,9	316.497	28,8	1.097.408	100,0
2009	562.334	50,2	202.676	18,1	355.331	31,7	1.120.341	100,0
2011	534.532	48,1	184.925	16,7	390.897	35,2	1.110.354	100,0
2012	644.056	54,8	201.214	17,1	330.323	28,1	1.175.593	100,0

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Seguindo a análise, na Tabela 12 tem-se a distribuição dos empregados temporários com carteira por faixa de rendimento. A distribuição desses empregados entre as três faixas de rendimento apresenta comportamento mais irregular ao longo dos anos. De toda forma, é importante observar a redução do número de empregados com rendimento maior que o SM,

mesmo sem se constatar nenhuma tendência nítida. Os dados da Tabela 12 mostram que, a partir de 2001 há uma “compressão” dos salários em torno do SM. Esta situação ficará mais evidente no Capítulo 3, onde serão ajustadas curvas de densidade de *Kernel* com o intuito de visualizar a concentração (ou não) dos rendimentos em torno do SM.

É interessante notar que, entre 1995 e 2012, houve aumento de 27,4% no total de empregados temporários com carteira e, quando se analisa o número de empregados com rendimento acima do SM, este crescimento foi de apenas 3,9%. Já o número de recebedores do SM aumentou 205%, no mesmo período.

Tabela 12. Distribuição dos empregados agrícolas temporários com carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.

Ano	< SM		= SM		> SM		Total	
	N Pessoas	%	N Pessoas	%	N Pessoas	%	N Pessoas	%
1995	25.692	14,7	26.815	15,3	122.699	70,0	175.206	100
1996	19.670	8,8	30.883	13,7	174.140	77,5	224.693	100
1997	15.376	8,6	30.167	16,9	132.585	74,4	178.128	100
1998	11.974	10,5	9.636	8,4	92.661	81,1	114.271	100
1999	22.614	13,2	9.278	5,4	140.006	81,4	171.898	100
2001	28.922	18,8	16.031	10,4	109.295	70,9	154.248	100
2002	43.839	18,4	38.986	16,3	155.922	65,3	238.747	100
2003	43.278	14,4	51.925	17,3	204.875	68,3	300.078	100
2004	34.743	10,3	65.793	19,5	237.077	70,2	337.613	100
2005	15.580	5,1	100.603	33,0	188.368	61,9	304.551	100
2006	12.878	3,5	108.754	29,6	245.354	66,9	366.986	100
2007	6.251	1,7	94.465	26,3	258.393	72,0	359.109	100
2008	17.624	5,5	72.920	23,0	227.134	71,5	317.678	100
2009	14.885	5,5	104.863	38,9	149.605	55,5	269.353	100
2011	10.505	4,4	56.399	23,5	172.680	72,1	239.584	100
2012	14.003	6,3	81.747	36,6	127.461	57,1	223.211	100

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Por último, a Tabela 13 mostra como estão distribuídos os empregados temporários sem carteira entre as três faixas de rendimento. Primeiramente nota-se o crescimento do total de empregados na faixa de rendimento inferior ao SM. Essa proporção cresce quase sistematicamente entre 1995 e 2009 (exceção feita aos anos de 2002 e 2005, quando essa proporção diminui). Em 2012, 78,6% dos empregados temporários sem carteira recebiam menos que o SM; 6,6% tiveram o rendimento declarado igual ao SM; e 14,8% recebiam mais que o mínimo. Esta situação mostra a importância de se analisar a relação entre o SM e o rendimento

dos empregados no setor agrícola, especialmente no mercado informal. Ao que parece, os efeitos do SM na determinação dos rendimentos no segmento informal do mercado de trabalho agrícola são menores. Pode-se dizer que parte considerável dos empregados agrícolas não está se beneficiando dos incrementos do valor real do SM observados, principalmente, a partir de 1996.

O impacto do SM sobre os rendimentos dos empregados sem carteira (temporários e permanentes) não são aqueles observados para o mercado de trabalho como um todo, conforme destacam, por exemplo, Lemos (2009) e Fajnzylber (2001).

Tabela 13. Distribuição dos empregados agrícolas temporários sem carteira segundo faixas de rendimento, Brasil, 1995 a 2012.

Ano	< SM		= SM		> SM		Total	
	N Pessoas	%						
1995	928.329	52,2	268.842	15,1	580.100	32,6	1.777.271	100,0
1996	823.754	53,2	98.469	6,4	626.792	40,5	1.549.015	100,0
1997	900.300	54,6	265.063	16,1	483.987	29,3	1.649.350	100,0
1998	1.003.437	62,0	143.416	8,9	471.225	29,1	1.618.078	100,0
1999	1.051.538	63,2	60.981	3,7	551.355	33,1	1.663.874	100,0
2001	1.247.368	72,2	155.275	9,0	323.879	18,8	1.726.522	100,0
2002	1.232.562	68,1	245.435	13,6	331.039	18,3	1.809.036	100,0
2003	1.388.700	72,2	188.419	9,8	346.913	18,0	1.924.032	100,0
2004	1.470.376	74,0	150.142	7,6	366.409	18,4	1.986.927	100,0
2005	1.417.861	72,3	233.620	11,9	310.357	15,8	1.961.838	100,0
2006	1.430.533	78,5	133.515	7,3	257.525	14,1	1.821.573	100,0
2007	1.333.201	78,6	106.784	6,3	256.603	15,1	1.696.588	100,0
2008	1.242.784	78,0	98.427	6,2	251.646	15,8	1.592.857	100,0
2009	1.369.168	80,4	91.852	5,4	242.259	14,2	1.703.279	100,0
2011	832.174	74,5	69.915	6,3	214.537	19,2	1.116.626	100,0
2012	829.730	78,6	69.511	6,6	156.080	14,8	1.055.321	100,0

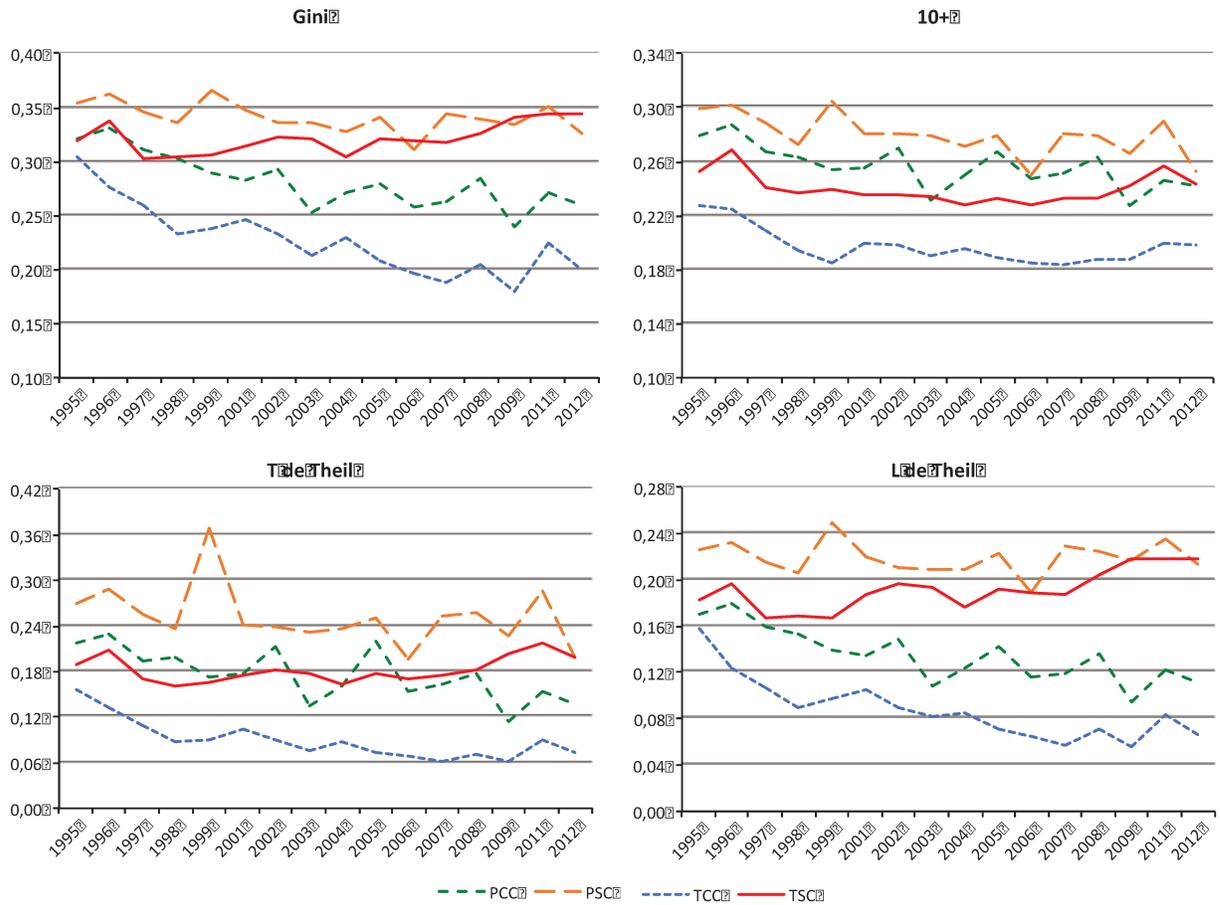
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Evolução da desigualdade

No que diz respeito à desigualdade de rendimentos, a Figura 11 reúne algumas informações importantes⁶⁰. De acordo com o índice de Gini, observa-se tendência de redução da desigualdade para os empregados com carteira (permanentes ou temporários). O mesmo não pode ser dito com relação aos empregados permanentes e temporários sem carteira. Na realidade, no período analisado, o índice de Gini e as medidas T e L de Theil indicam que houve aumento da desigualdade entre os empregados temporários sem carteira. Em um contexto de redução da desigualdade de rendimentos para o Brasil como um todo, percebe-se que no setor agrícola, e principalmente entre os empregados, esta análise carece de maior aprofundamento. Conforme hipótese do trabalho, há indícios de que o SM explique parte desta estabilidade ou aumento da desigualdade de rendimentos entre os empregados sem carteira (temporários ou permanentes).

⁶⁰ As tabelas com as informações para cada categoria estão disponíveis no Apêndice Estatístico.

Figura 16. Comportamento das medidas de desigualdade da distribuição de rendimento para as diferentes categorias de empregados no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012.



Fonte: PNAD/IBGE, vários anos.

No Capítulo 3 pretende-se estimar qual a importância desempenhada pelo crescimento do valor real do SM neste processo. A hipótese levantada com base nas informações até aqui apresentadas é de que, no caso dos empregados sem carteira de trabalho, os rendimentos mais baixos não estão atrelados ao valor do SM. Como o SM afeta com mais intensidade os rendimentos da parte superior da distribuição, no caso específico desta categoria o crescimento real do SM acaba tendo efeitos adversos sobre a distribuição dos rendimentos.

Conforme a revisão de literatura apresentada no Capítulo 1, alguns autores destacaram a importância do SM funcionando como “farol” para o segmento informal do mercado de trabalho. Porém, os resultados apresentados até o momento mostram que esta constatação não é generalizável. Parte considerável dos empregados agrícolas (em 2012, os

temporários sem carteira representavam mais de $\frac{1}{4}$ do total de empregados) aparentemente estão sendo “deixados para traz”.

2.5 O perfil dos empregados com remuneração igual ao salário mínimo nos setores agrícola e não agrícola, 1995, 2001, 2006 e 2012.

Nesta seção serão analisadas algumas características dos empregados agrícolas e não agrícolas com rendimento exatamente igual ao valor do SM nos anos de 1995, 2001, 2006 e 2012.

A Tabela 14 traz algumas características das pessoas empregadas nos setores agrícolas e não agrícolas com rendimento exatamente igual ao salário mínimo⁶¹. Foram selecionados os anos de 1995, 2001, 2006 e 2012 para esta análise. Inicialmente, nota-se que, cerca de 20% dos empregados agrícolas declararam ter remuneração igual ao SM em 2012. Para os empregados não agrícolas esta proporção é menor e aumenta no período analisado. Em 2012, 14,4% dos empregados não agrícolas recebiam exatamente um SM.

Apesar da tendência ascendente, a escolaridade média dos recebedores do SM no setor agrícola é sempre menor. Nota-se que os empregados não agrícolas são mais jovens, embora haja aumento da idade média ao longo da série. No setor agrícola, a grande maioria dos recebedores do SM são homens, mas isso se deve ao fato de que aproximadamente 90% dos empregados agrícolas são do sexo masculino. Entretanto, em função do crescimento do ingresso das mulheres no mercado de trabalho, a proporção de mulheres que recebem SM, em ambos setores, vem aumentando. No setor não agrícola, em 2012, 50% dos recebedores do SM eram mulheres.

Regionalmente o Nordeste apresenta maior proporção de empregados recebendo exatamente um SM, nos dois setores. Também é necessário considerar que a maioria dos empregados agrícolas está no Nordeste brasileiro, conforme mostra a Tabela 3. O conjunto dos estados MG+RJ+ES aparece em segundo lugar na proporção de empregados agrícolas e não agrícolas com remuneração igual ao SM.

⁶¹ Conforme destaca Sabóia (2007a), uma das dificuldades de se trabalhar com as variáveis de renda na PNAD, além da subdeclaração, é o fato de que pessoas tendem a arredondar os valores informados ao entrevistador. Deste modo, verifica-se uma elevada concentração de informações em números redondos. Mesmo reconhecendo esta característica dos dados, optou-se por selecionar os empregados com rendimento exatamente igual ao valor do SM naquele ano, assim como feito por Sabóia (2007a).

É interessante notar que no setor agrícola existiam mais chefes de família recebendo o SM em comparação com o setor não agrícola. Em 2012, 62,8% dos empregados agrícolas com rendimento igual ao SM eram chefes de família (contra 35% no setor não agrícola).

Outra informação relevante que a Tabela 14 traz é o número médio de horas trabalhadas, que é sempre maior para os empregados agrícolas. Em 2012, em média, os empregados agrícolas (com rendimento igual ao SM) trabalharam 4 horas a mais do que os empregados não agrícolas. A média dos empregados não agrícolas é menor do que o tempo semanal de trabalho previsto em lei (constituição de 1988).

Quanto à presença de carteira de trabalho assinada, é curioso observar que, em 1995 72,7% dos empregados agrícolas com rendimento igual ao SM não tinha registro formal de trabalho. Há, também neste caso, o efeito do aumento do grau de formalização das relações de trabalho, que não foi restrito às atividades urbanas não agrícolas. Conforme mostram Cunha (2008) e Oliveira (2010), houve considerável aumento do grau de formalização do emprego no setor agrícola, pelo menos a partir dos anos 1990.

Tabela 14. Características das pessoas empregadas nos setores agrícola e não agrícola com rendimento igual ao salário mínimo, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.

Característica	Agricultora				Não Agrícola			
	1995	2001	2006	2012	1995	2001	2006	2012
N pessoas (1000)	974,3	634,9	857,6	735,1	2.817,6	2.788,0	5.551,1	6.438,9
% do total	20,8	15,3	19,2	19,2	11,0	9,0	14,9	14,4
Escolaridade média	2,0	2,6	3,5	4,3	5,7	6,7	8,0	8,6
Idade Média	33,6	35,9	36,6	38,6	27,8	29,8	30,9	32,2
Sexo								
Homem	91,2	90,1	86,3	85,5	57,6	53,2	51,3	50,0
Mulher	8,8	9,9	13,7	14,5	42,4	46,8	48,7	50,0
Região								
Nordeste	38,6	34,0	38,4	38,4	33,3	40,0	35,9	41,8
Norte	2,1	4,1	2,6	4,4	5,6	7,1	7,9	8,8
São Paulo	7,9	9,5	13,8	7,8	13,2	9,0	13,7	10,5
MG+RJ+ES	27,6	35,0	29,0	30,2	29,3	25,1	24,6	22,6
Sul	13,2	9,3	8,6	9,5	11,0	10,5	9,9	7,8
Centro-Oeste	10,5	8,1	7,6	9,6	7,6	8,3	8,2	8,5
Condição na Família								
Chefe	57,8	65,6	64,2	62,8	27,9	35,0	36,2	35,0
Outro membro	42,2	34,4	35,8	37,2	72,1	65,0	63,8	65,0
Local de residência								
Rural	62,6	60,7	56,4	52,9	9,2	8,7	7,0	7,1
Urbano	37,4	39,3	43,6	47,1	90,8	91,3	93,0	92,9
Tempo Semanal de trabalho	48,1	48,9	47,6	46,0	42,7	42,9	42,7	42,0
Com carteira	27,3	36,6	54,8	63,2	47,3	51,7	60,9	71,3
Sem carteira	72,7	63,4	45,2	36,8	52,7	48,3	39,1	28,7

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

2.6 Considerações finais

No decorrer deste capítulo foram levantadas informações importantes sobre o mercado de trabalho assalariado nos setores agrícola e não agrícola. O item 2.3 apresentou a evolução dos ocupados nos setores agrícolas e não agrícolas. Ao longo dos anos analisados, houve redução no total de ocupados agrícolas, porém com alguma recuperação no início dos anos 2000. A Tabela 3 mostra que possivelmente esta recuperação esteja relacionada com a expansão do número de empregados agrícolas, conforme também destacam Del Grossi e Graziano (2006).

O subitem 2.3.1 traz a evolução das principais características pessoais dos empregados agrícolas e não agrícolas. É evidente o envelhecimento tanto dos empregados

agrícolas como dos não agrícolas. Chama a atenção a diferença gritante entre a escolaridade média nos dois setores. Apesar do crescimento da escolaridade média dos empregados agrícolas (e não agrícolas), a média dos empregados não agrícolas era, em 2012, pelo menos o dobro em comparação com os empregados agrícolas. (9,9 contra 4,6).

Regionalmente, tem-se que a maioria dos empregados no setor agrícola brasileiro estão localizados na região Nordeste. Em 2012, 38% dos empregados agrícolas estavam nessa região; 4,1% no Norte; 12,1% em São Paulo, 22,2% no conjunto MG+RJ+ES; 12,2% no Sul; e 11,4% no Centro-Oeste. Para os empregados não agrícolas, o maior crescimento foi observado na região Norte, seguido pela região Centro-Oeste.

Viu-se também que o número médio de horas trabalhadas vem se reduzindo ao longo do tempo para ambos os setores, porém com mais intensidade entre os empregados agrícolas. Este fato deve se relacionar com os reflexos da constituição de 1988, ampliando os direitos trabalhistas aos trabalhadores rurais/agrícolas, com estabelecimento da jornada de 44 horas semanais. Além disso, deve-se considerar os efeitos da modernização das atividades agrícolas com a introdução de novas técnicas poupadoras de mão de obra.

Com relação à evolução dos salários, o diferencial de rendimento entre os empregados agrícolas e não agrícolas é notório. Apesar da redução na diferença de remuneração entre os dois setores, o rendimento dos empregados não agrícolas, em 2012, era o dobro do rendimento dos empregados na agricultura. Enquanto no setor não agrícola o SM coincide com o 1º decil da distribuição, no setor agrícola o SM parece balizar rendimentos relativamente mais elevados, sendo igual ao rendimento mediano em quase todos os anos estudados.

Com respeito à desigualdade de rendimentos, nota-se que não há uma trajetória clara de redução da desigualdade entre os empregados agrícolas. Para os não agrícolas, o índice de Gini cai de 0,5086, em 1995, para 0,4006, em 2012.

O item 2.4 tratou de forma mais detida da evolução do emprego e dos salários para as quatro categorias de empregados agrícolas selecionadas. O principal objetivo da tese é avaliar o impacto do salário mínimo sobre o rendimento dos empregados agrícolas classificados em permanentes com e sem carteira de trabalho e temporários com e sem carteira de trabalho.

Analisando as características pessoais desses empregados, o subitem 2.4.1 mostra que a idade média dos empregados temporários (com ou sem carteira) é menor em relação aos permanentes. O número médio de horas trabalhadas por semana vem diminuindo para todas as

categorias, mas é menor para os temporários sem carteira. Quanto à escolaridade, percebeu-se que ter registro formal de trabalho está relacionado com maiores níveis de escolaridade. A escolaridade média dos empregados com carteira (permanentes ou temporários) é maior em comparação com os empregados sem carteira.

Com relação aos salários, os temporários sem carteira apresentaram o menor rendimento médio e, em 2012, 78% desses empregados tinham rendimento inferior ao valor do SM. Vale notar que os temporários sem carteira representavam mais de $\frac{1}{4}$ do total de empregados agrícolas no Brasil, em 2012. O mesmo ocorre quando se analisa a desigualdade da distribuição dos rendimentos, ou seja, os temporários sem carteira apresentam os piores resultados. Na realidade, entre 1995 e 2012 houve aumento da desigualdade para esses empregados, em um contexto extremamente favorável: relativo crescimento econômico; redução da desigualdade da distribuição de renda (do trabalho e domiciliar per capita) no país como um todo; aumento do grau de formalização das relações de trabalho; e crescimento real do SM acima da inflação.

No próximo Capítulo, analisar-se-á o impacto do SM sobre o rendimento das quatro categorias de empregados agrícolas e dos trabalhadores por conta própria.

CAPÍTULO 3 – O IMPACTO DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DO RENDIMENTO DOS EMPREGADOS E TRABALHADORES POR CONTA PRÓPRIA NA AGRICULTURA

3.1 Considerações iniciais

Os capítulos anteriores exploraram, dentre outras questões, a problemática envolvendo o salário mínimo e sua influência sobre a distribuição dos salários. No capítulo 1 foram apresentadas as principais evidências empíricas a este respeito e, no capítulo 2, mostrou-se como se comporta a evolução do emprego e dos salários no setores agrícolas e não agrícolas e, de forma mais aprofundada, para quatro categorias de empregados agrícolas. Evidências na literatura e nos dados apresentados no capítulo 2 sugerem que a redução da desigualdade da distribuição dos rendimentos observada no Brasil foi assimétrica e que o efeito do SM é diferente ao longo da distribuição dos rendimentos. No caso de algumas categorias de empregados agrícolas, o SM parece influenciar os rendimentos dos relativamente mais ricos e, sendo assim, pode ter contribuído para aumentar a dispersão dos salários na categoria.

Este capítulo, além de testar esta hipótese, o faz considerando as diferentes categorias de trabalhadores agrícolas. A análise deste capítulo, além das quatro categorias de empregados já definidas, também inclui os trabalhadores por conta própria⁶².

Foram empregados dois métodos que permitem analisar com mais detalhes as características da distribuição dos rendimentos e seus determinantes: as regressões quantílicas e as curvas de densidade de *kernel*.

O modelo de regressões quantílicas oferece a possibilidade de compreender o efeito de uma dada variável explanatória ao longo da distribuição. Vale citar que o uso de regressões quantílicas em análises sobre a determinação do rendimento ainda é pouco frequente na literatura nacional. Machado et al. (2007) utilizam regressões quantílicas para analisar o diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal no Brasil. Os autores ajustam uma equação para cada ano (1999, 2002 e 2005) e comparam as mudanças no valores dos coeficientes dos quantis. Também com base em regressões quantílicas, Rocha et al. (2009) investigam a existência de mudanças do efeito da educação ao longo da distribuição entre os anos de 1996 e 2006. Ressalta-se

⁶² O trabalhadores por conta própria (CPP) foram selecionados com base na variável v9008 da PNAD, como se segue: v9008=5, 6 ou 7.

que não foi encontrado nenhum trabalho que aplicasse esta metodologia com o intuito de compreender os diferenciais de rendimento no setor agrícola.

Já a função de densidade de *kernel* permite visualizar a incidência do salário mínimo na distribuição dos rendimentos individuais do trabalho principal.

Compreender o efeito do SM na determinação dos rendimentos das diferentes categorias é importante, especialmente ao longo da distribuição. Esta é a principal contribuição deste trabalho. Na literatura nacional não foi encontrado nenhum estudo que avaliasse a influência do SM sobre a determinação dos rendimentos dos empregados e trabalhadores por conta própria na agricultura, ao longo da distribuição.

O capítulo está estruturado da seguinte forma: a seção 3.2 apresenta as técnicas estatísticas utilizadas; os resultados por categoria ocupacional são discutidos na seção 3.3 e as considerações finais do capítulo são elencadas no item 3.4.

3.2 Aspectos metodológicos

Esta seção se ocupa de apresentar os procedimentos metodológicos utilizados nas análises subsequentes.

3.2.1 O estimador de densidade de *Kernel*

Com o intuito de apresentar visualmente a relação entre o SM e os rendimentos dos trabalhadores agrícolas, foram estimadas as curvas de densidades de *kernel*, mostrando os picos visíveis ao longo da distribuição. Trata-se de uma estimação não-paramétrica, possibilitando analisar o comportamento da distribuição sem a pressuposição de que os dados obedeçam as características de uma determinada distribuição.

Esse método consiste em estimar a densidade de uma distribuição com base nos pontos empiricamente observados, os quais fornecem uma densidade da distribuição dos rendimentos, permitindo uma análise gráfica dos “efeitos” do salário mínimo.

De acordo com Rosenblatt (1956) e Parzen (1962), o estimador de *kernel* $\hat{f}_k(x)$ de uma densidade univariada $f(x)$ pode ser definido por:

$$\hat{f}_k(x) = \frac{1}{qh} \sum_{i=1}^n w_i K\left(\frac{x - X_i}{h}\right), \quad (1)$$

onde X_i representa o logaritmo do rendimento da i -ésima observação de uma amostra com n observações; $q = \sum_i w_i$ representa o somatório dos pesos w_i associados a cada elemento da amostra; e h é a largura da janela (*bandwidth*), ou seja, o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade de *kernel*. No SAS há a opção de definir, indiretamente, a largura da janela, por meio do parâmetro c . Optou-se por ajustar as curvas definindo $c=1$ e $c=2$. Dessa forma, para o SAS o valor de h é dado por $h = cQn^{-0,2}$, onde c é a largura padronizada, Q é o intervalo interquartil e n é o tamanho da amostra.

Há na literatura vários métodos para determinação da largura da janela de uma função de densidade de *kernel*, porém, ainda não há consenso sobre um melhor método que possa ser generalizado. Por isso, a escolha do parâmetro h (ou seu método de cálculo) envolve certa arbitrariedade, e normalmente é escolhido de acordo com objetivo do pesquisador. No caso da distribuição dos rendimentos, as curvas não devem ser muito suavizadas (maior valor de h), perdendo picos importantes da distribuição. Por outro lado, uma curva de densidade com a janela extremamente pequena pode não destacar com clareza o ponto em que se concentra a maior densidade de valores em torno do valor do SM.

Como a função *Kernel* é uma função de densidade, seu estimador dado por (1) também o é. No caso da estimação da densidade de *Kernel*, a função K e o parâmetro h (conforme já destacado) são, em certa medida, arbitrários. A função K , usualmente, é uma função densidade de probabilidade simétrica, e neste caso, Gaussiana, como se segue⁶³

$$K(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right) \quad \text{para} \quad -\infty < t < \infty \quad (2)$$

Ressalta-se que $K(t)$ é contínua e simétrica em torno de zero.

⁶³ De acordo com Dinardo et al. (1996) a forma que a função K assume tem menor influencia no estimador do que a largura da janela.

Em resumo, o estimador de $f_k(x)$ conta o percentual de observações que estão perto do ponto x . Se muitas observações estão perto de x , então $\hat{f}_k(x)$ será grande. Por outro lado, se apenas algumas observações estão perto de x então $\hat{f}_k(x)$ será relativamente pequena.

Como as maiores mudanças estão entre as décadas (de 1990 para 2000), optou-se por apresentar no texto as curvas de densidade de *kernel* para os anos de 1995, 2001, 2006 e 2012. As curvas para os demais anos estão disponíveis no Apêndice Estatístico.

3.2.2 O modelo de regressão quantílica

Seguindo as proposições metodológicas de Koenker e Bassett (1978), Koenker (2005), Buchinsky (1998) e Hao e Naiman (2007), foram ajustadas regressões quantílicas onde o logaritmo da renda é a variável dependente do modelo. O uso dessa técnica semiparamétrica justifica-se, pois, permite captar de maneira mais detalhada as mudanças dos parâmetros estimados nos diferentes quantis da distribuição de rendimentos. O método proposto permite analisar o que está acontecendo em toda distribuição, ou seja, como os relativamente pobres e relativamente ricos são afetados pelas variáveis explanatórias.

De forma sintética, a regressão quantílica pode ser encarada como um aprimoramento do modelo de Mínimos Quadrados (MQ), possibilitando uma visão mais completa da relação estocástica entre as variáveis aleatórias (KOENKER, 2005; KOENKER e HALLOCK, 2001).

Definindo y_i como o logaritmo do rendimento da i -ésima observação de uma amostra com tamanho n , e $X_i = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ como o um vetor $k \times 1$ das variáveis explanatórias, o modelo de regressão quantílica pode ser expresso por:

$$y_i = X_i' \beta_q + u_{qi}, \text{ Quant}_q(y_i | X_i) = X_i' \beta_q, \quad q \in (0, 1) \quad (3)$$

Onde u é o termo de erro do modelo e $\text{Quant}_q(y_i | X_i)$ representa o quantil q do logaritmo do rendimento da i -ésima observação, condicionado ao vetor das variáveis explanatórias, X_i .

Conforme Koenker e Bassett (1978), a regressão quantílica para o q quantil pode ser definida a partir da solução da seguinte equação:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[\sum_{i \in \{i: y_i \geq X_i' \beta\}} q |y_i - X_i' \beta| + \sum_{i \in \{i: y_i < X_i' \beta\}} (1-q) |y_i - X_i' \beta| \right] = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum \rho_q(y_i - X_i' \beta) \quad (4)$$

sendo ρ_q a função de verificação (ou função *check*) definida por:

$$\rho_q(u) = \begin{cases} qu & \text{para } u \geq 0 \\ (q-1)u & \text{para } u < 0 \end{cases}$$

É interessante notar que, quando $q = 0,5$, a regressão encontra-se no ponto mediano da distribuição, ou no ponto em que o desvio absoluto é mínimo (LAD⁶⁴).

Foram selecionados os pontos referentes aos seguintes quantis da distribuição: $q = 0,10; 0,25; 0,50; 0,75$ e $0,90$.

Vale notar que a interpretação dos coeficientes das regressões quantílicas é conceitualmente análoga à de regressões por MQ. No caso da regressão por MQ, os coeficientes das regressões medem a influência das variáveis exógenas sobre a média condicional da variável dependente, enquanto na regressão quantílica os coeficientes representam a influência das variáveis explanatórias sobre o q -ésimo quantil da variável dependente (ROCHA et al., 2010). Dada a complexidade envolvida no cálculo e a indisponibilidade de fórmulas, as estimativas dos desvios padrões dos coeficientes são obtidas por meio de procedimentos *bootstrapping*.

Finalmente, é importante ressaltar que será ajustada uma equação para cada categoria ocupacional selecionada (empregados temporários com ou sem carteira, empregados permanentes com ou sem carteira e trabalhadores por conta-própria). Foram testados diferentes modelos para captar o efeito das variáveis explanatórias selecionadas, especialmente do SM, incluindo ou não os anos de 1992 e 1993 e uma variável de tendência. O principal modelo leva em conta os dados da PNAD de 1992 a 2012, incluindo uma variável para captar o efeito do tempo na análise. A introdução dessa variável é útil como controle para mudanças relacionadas à modernização tecnológica e demografia ao longo do tempo. Os resultados são comparados com os das regressões sem a variável de tendência. Os coeficientes do modelo sem a tendência para os dados

⁶⁴ Sigla em Inglês para *Least absolute deviation*.

de 1992 a 2012 são apresentados em notas nas tabelas. Como os demais coeficientes sofrem pequena alteração com a inclusão do tempo, apresentam-se apenas os coeficientes do SM.

Nos modelos de regressão com base nos dados de 1995 a 2012, a introdução da variável de tendência parece ter capturado o efeito do crescimento do valor real do SM. Como, a partir de 1995, o SM real cresce quase linearmente no tempo (ver Figura 3, cap. 1), há uma forte correlação entre o SM real e o tempo. O diagnóstico de multicolinearidade da regressão por MQ, utilizando o método denominado Fator de Inflação de Variância (*variance inflation factor*)⁶⁵, mostra valores elevados para o SM real e a variável de tendência (VIF=20,79 para o SM e 20,80 para o tempo).

A inclusão dos anos 1992 e 1993 na série de dados reduz o problema de multicolinearidade, distorcendo menos os coeficientes das variáveis explanatórias especificadas no modelo, especialmente do SM. Neste caso, os valores dos teste VIF foram menores (5,53 e 5,46 para o SM real e o tempo, respectivamente), ficando mais próximos dos valores recomendados pelos manuais de econometria e análise de regressão. Segundo Chatterjee e Hadi (2006) valores de VIF maiores que 10 estão frequentemente relacionados com problemas de multicolinearidade dos dados (quando colunas da matriz das variáveis explanatórias são linearmente dependentes).

É importante mencionar que, conforme destaca Hoffmann (2006), em uma regressão com mais de duas variáveis explanatórias frequentemente existe elevada multicolinearidade, embora não perfeita. De acordo com autor, a multicolinearidade reduz a precisão das estimativas, tornando difícil ou até mesmo impossível distinguir as influências das diversas variáveis explanatórias. Além disso, ressalta que adição de algumas observações à amostra pode alterar muito o valor da estimativa obtida (fato observado com a inclusão dos anos de 1992 e 1993).

Por esta razão, neste capítulo, optou-se por incluir na análise de dados empilhados as PNADs de 1992 e 1993.

⁶⁵ O fator de inflação da variância (VIF) representa o incremento da variância devido à presença de multicolinearidade e pode ser obtido por: $VIF = \frac{1}{1 - R_i^2}$, onde R_i^2 denota o coeficiente de correlação múltipla da regressão linear da variável X_i em relação às demais variáveis explanatórias do modelo.

O modelo geral de regressão é definido como se segue:

$$y = \alpha + \beta_1 \text{sexo} + \beta_2 \text{idade} + \beta_3 \text{idade}^2 + \beta_4 \text{esc1} + \beta_5 \text{esc2} + \beta_6 \text{cor} + \beta_7 \log(\text{hotr}) \\ + \beta_8 \text{condfam} + \beta_9 \text{região} + \beta_{10} \text{sitdom} + \beta_{11} \text{smr} + \beta_{12} \text{tempo}$$

onde:

- 1) *sexo*: Uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para mulheres.
- 2) *idade*: A idade da pessoa, medida em dezenas de anos para evitar que o valor do coeficiente seja muito pequeno.
- 3) *Idade*²: O quadrado da idade, tendo em vista que o rendimento não varia linearmente com a idade. Se os parâmetros para *idade* e *idade*² forem indicados por β_2 e β_3 , respectivamente, deve-se obter $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$ e então o valor esperado de *y* (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa for igual a $10(-\beta_2/(2\beta_3))$.
- 4) *esc1*: 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.
- 5) *esc2*: Assumindo que o efeito da educação sobre o rendimento se torna mais intenso depois de determinado nível de escolaridade, utiliza-se uma variável binária (Z_I) para captar essa mudança de efeito da educação sobre o rendimento⁶⁶. A variável binária assume valor 0 para quem possui escolaridade menor ou igual a 10 anos e 1 para aqueles com escolaridade maior do que 10 anos. Assim, além da própria escolaridade da pessoa (*esc1*), inclui-se no modelo o a variável $\text{esc2} = Z_I(\text{esc1} - 1)$. Se os coeficientes dessas duas variáveis forem β_4 e β_5 , respectivamente, então β_4 representa o efeito de ano adicional de escolaridade até os 10 anos e, a partir desse ponto, o efeito da escolaridade passa a ser $\beta_4 + \beta_5$. O modelo pressupõe que a relação entre o rendimento e a escolaridade da pessoa tem a forma de uma poligonal com vértice igual a 10.

⁶⁶ Para uma explicação mais detalhada a respeito do efeito-limiar da escolaridade sobre o rendimento, ver Hoffmann e Simão (2005).

- 6) *cor*: Quatro variáveis binárias para distinguir a cor dos indivíduos: branca (tomada como base), indígena, preta, amarela e parda.
- 7) *log(hotr)*: 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.
- 8) *condfam*: 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).
- 9) *região*: 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.
- 10) *sitdom*: Uma variável binária que assume valor 1 quando o domicílio é rural e valor zero quando o domicílio é urbano.
- 11) *smr*: O valor do salário mínimo real em centenas de R\$ de set./out. de 2012;
- 12) *tempo*: Uma variável para captar o efeito do tempo (tendência).

Vale acrescentar que além dos coeficientes das regressões quantílicas, também serão apresentados os resultados de uma regressão linear múltipla obtida pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados⁶⁷ (MQ), para cada categoria ocupacional selecionada.

No texto, sempre que for feita referência à diferença de rendimento associada a alguma das variáveis explanatórias, informa-se o valor do seu impacto percentual sobre o rendimento pessoal, após descontados os efeitos das demais variáveis explanatórias incluídas na regressão, através da fórmula: $Dif\% = 100[\exp(\text{coeficiente}) - 1]$.

3.3 Resultados e discussão

Os subitens 3.3.1 a 3.3.5 apresentam os resultados das densidades de *kernel* e das equações de rendimento ajustadas para cada posição na ocupação selecionada.

⁶⁷ Por simplificação, as regressões ajustas por este método são denominadas apenas de mínimos quadrados (MQ).

3.3.1 Empregados permanente com carteira (PCC)

Análise gráfica

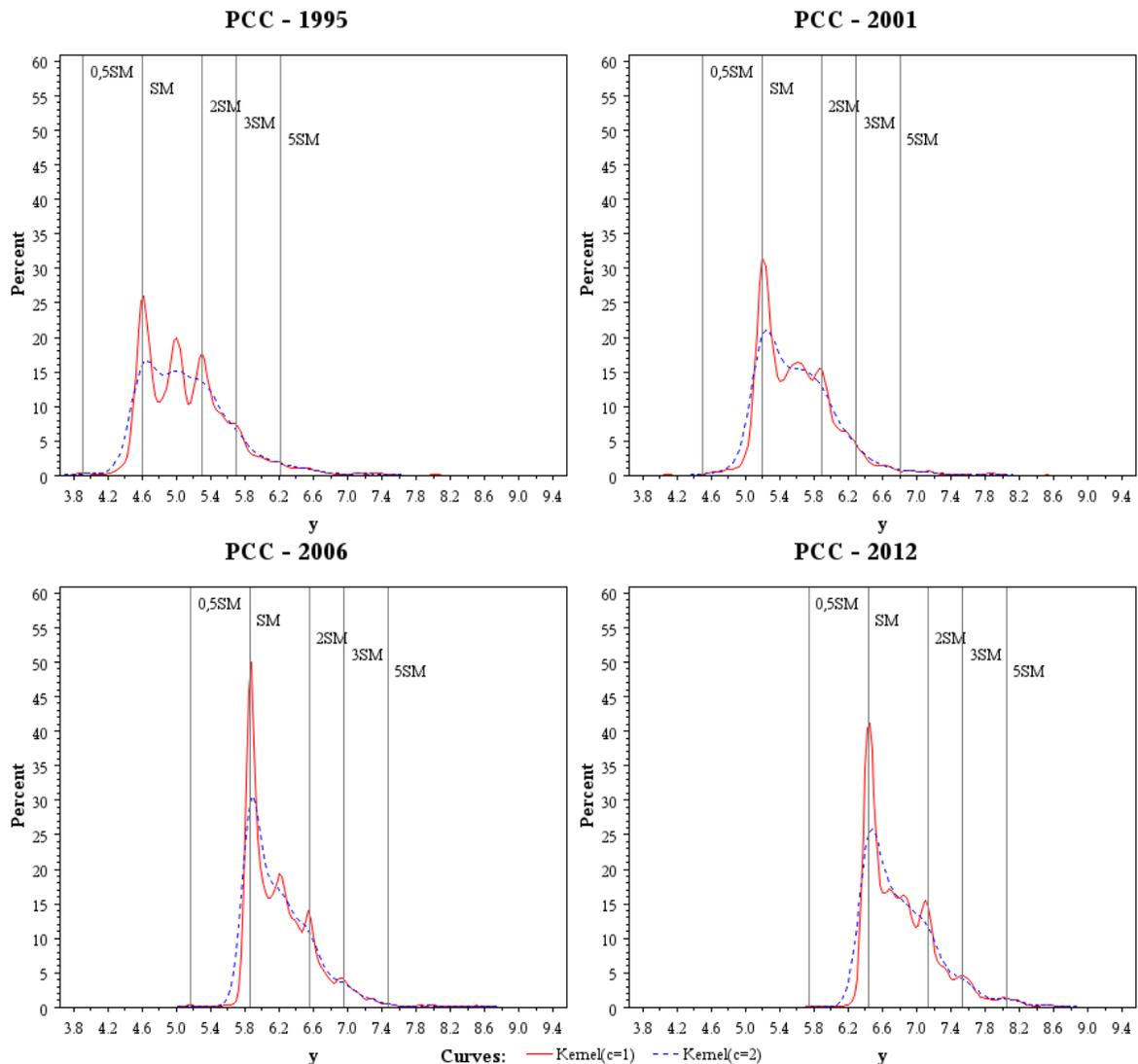
A seguir, a figura 17 apresenta as Curvas de Densidade de *Kernel* para os empregados permanentes com carteira. Os gráficos para os demais anos da série entre 1995 e 2012 estão disponíveis no Apêndice Estatístico.

Primeiramente, nota-se que em 1995, apesar da concentração de rendimentos no valor do SM, existem dois picos em valores maiores que o SM. O primeiro, aparentemente em torno de 1,5 SM, e o segundo em 2 SM. Ao longo dos anos percebe-se o aumento da incidência do SM na distribuição dos rendimentos⁶⁸. Nota-se que há um aumento na concentração de recebedores do SM, principalmente a partir de 2001. Durante a década de 1990, a distribuição dos rendimentos é menos concentrada em torno do valor do SM. A partir de 2001, a incidência do SM é nitidamente maior, período em que a valorização do SM foi mais intensa.

As curvas comprovam o que foi apresentado no capítulo 2, mostrando que uma pequena parcela dos empregados permanentes com carteira recebem menos que um SM. Em 2012, apenas 1,3% dos empregados permanentes com carteira declararam ter rendimento inferior ao valor do SM (a distribuição é quase truncada no valor do SM) e 28% recebiam exatamente o valor do SM.

⁶⁸ Cabe ressaltar que o fato de o SM nominal em setembro de 1995 ser um número redondo (R\$100) contribui para a maior densidade de frequência no valor do SM e de seus múltiplos nesse ano.

Figura 17. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados permanentes com carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, 1995, 2001, 2006 e 2012.

Análise de regressão

A tabela 15 traz os coeficientes das regressões para os empregados permanentes com carteira. A equação ajustada por MQ, mostra o efeito positivo e significativo de todas as variáveis especificadas no modelo. O rendimento médio esperado das mulheres era 17,9% menor em relação aos homens. A maior diferença em termos regionais é observada entre o Nordeste (tomado com base) e o Centro Oeste. Em média, o rendimento esperado dos empregados

permanentes com carteira na região Centro Oeste era 47,6% maior. Com relação à idade, o rendimento é máximo quando a idade é igual a 44,8 anos.

O SM real apresenta efeito positivo. Um aumento de R\$100 no valor do SM real aumenta o rendimento esperado dos permanentes com carteira em 12,7%. No modelo de regressão sem a variável de tendência, o valor do coeficiente do SM foi maior (0,1495), indicando um acréscimo de 16,1% no rendimento em resposta ao aumento de R\$100,0 no valor do SM. Como será visto, a diferença do efeito do SM entre os modelos com e sem a tendência é maior quando se analisam os coeficientes das regressões quantílicas.

De modo geral, a regressão por MQ reporta os resultados usualmente encontrados em equações de rendimento ajustadas para o setor agrícola (OLIVEIRA e HOFFMANN, 2013; OLIVEIRA, 2009; CUNHA, 2006, 2008 e 2009;)

Analisando agora os efeitos da variáveis ao longo da distribuição, nota-se que existem diferenças consideráveis entre os quantis. As diferenças associadas ao sexo aumentam ao longo da distribuição. À medida que o rendimento aumenta percebe-se que a diferença de rendimento associada ao sexo também cresce.

A idade para o qual o rendimento esperado é maximizado também aumenta ao longo da distribuição, indicando que o rendimento maior se associa a uma maior experiência (medida pela idade).

Com relação à escolaridade, os coeficientes confirmam a ideia de que o efeito da escolaridade é mais intenso ao atingir um determinado nível de escolaridade. Além disso, o impacto da escolaridade sobre o rendimento é mais intenso nos quantis superiores da distribuição. A taxa estimada de retorno a um ano adicional de escolaridade acima de 10 anos passa de $100[\exp(0,0044 + 0,0219) - 1] = 2,7\%$ no percentil 10 para $100[\exp(0,0545 + 0,1550) - 1] = 23,3\%$ no percentil 90.

Passando à análise do SM, o percentil 10 apresenta maior coeficiente, indicando que o SM tem maior impacto na parte inferior da distribuição. Isso confirma a hipótese de que, para os empregados permanentes, o SM baliza os rendimentos dos estratos inferiores da distribuição, conforme mostrado no capítulo 2. O efeito do SM, que continua positivo e significativo, diminui ao longo da distribuição dos rendimentos. O mesmo comportamento é observado na regressão sem a tendência, porém, como já destacado, os coeficientes apresentaram maior valor e podem estar superestimados.

Tabela 15. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados permanentes com carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.

Variáveis	MQ	Regressão quantílica				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	4,0928***	4,8712***	4,5681***	4,1405***	3,9612***	3,8257***
Mulheres	-0,1974***	-0,0508***	-0,1094***	-0,1625***	-0,2018***	-0,2557***
Idade	0,2599***	0,0435***	0,1124***	0,2239***	0,2951***	0,3477***
Idade ²	-0,0290***	-0,0055***	-0,0138***	-0,0261***	-0,0327***	-0,0362***
Esc<10	0,0341***	0,0044***	0,0120***	0,0247***	0,0391***	0,0545***
Esc≥10	0,0948***	0,0219***	0,0531***	0,1089***	0,1439***	0,1550***
Cor: Preta	-0,0937***	-0,0098**	-0,0362***	-0,0877***	-0,0985***	-0,1163***
Amarela	0,1995***	0,0260	0,0633	0,0524	0,2537***	0,1608*
Parda	-0,0668***	-0,0080***	-0,0236***	-0,0558***	-0,0680***	-0,0952***
Indígena	-0,1647***	-0,0275	-0,1019*	-0,1525**	-0,1591*	-0,1967
Log(horas trab.)	0,2411***	0,0408***	0,1079***	0,2229***	0,2960***	0,3631***
Chefe da Fam.	0,1109***	0,0244***	0,0557***	0,0999***	0,1175***	0,1259***
GR: Norte	0,2203***	0,0141	0,0449***	0,2409***	0,3223***	0,3391***
São Paulo	0,2825***	0,0802***	0,2143***	0,3234***	0,3482***	0,3390***
MG+ES+RJ	0,0870***	0,0117***	0,0268***	0,0900***	0,1381***	0,1040***
Sul	0,1925***	0,0305***	0,1281***	0,2366***	0,2621***	0,2310***
C. Oeste	0,3891***	0,0919***	0,3269***	0,4451***	0,4663***	0,4569***
Domicílio Rural	-0,0758***	-0,0115***	-0,0286***	-0,0592***	-0,0877***	-0,1188***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,1198***	0,1738***	0,1618***	0,1377***	0,1309***	0,1497***
Tempo	0,0571***	0,0992***	0,0819***	0,0471***	0,0039	-0,0610***
Amostra	39291	39291	39291	39291	39291	39291
R ²	0,4086					
Teste F	1428					

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹ Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1495, 0,2242, 0,2028, 0,1621, 0,1329 e 0,1174.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Com base nas densidades de *kernel* e na análise dos coeficientes das regressões por quantis, conclui-se que o SM possui aderência à estrutura de rendimentos dos empregados permanentes com carteira, exercendo maior influência na parte inferior da distribuição. Além disso, ao longo dos anos verifica-se o aumento da incidência do SM para os empregados permanentes com carteira assinada.

3.3.2 Empregados permanentes sem carteira (PSC)

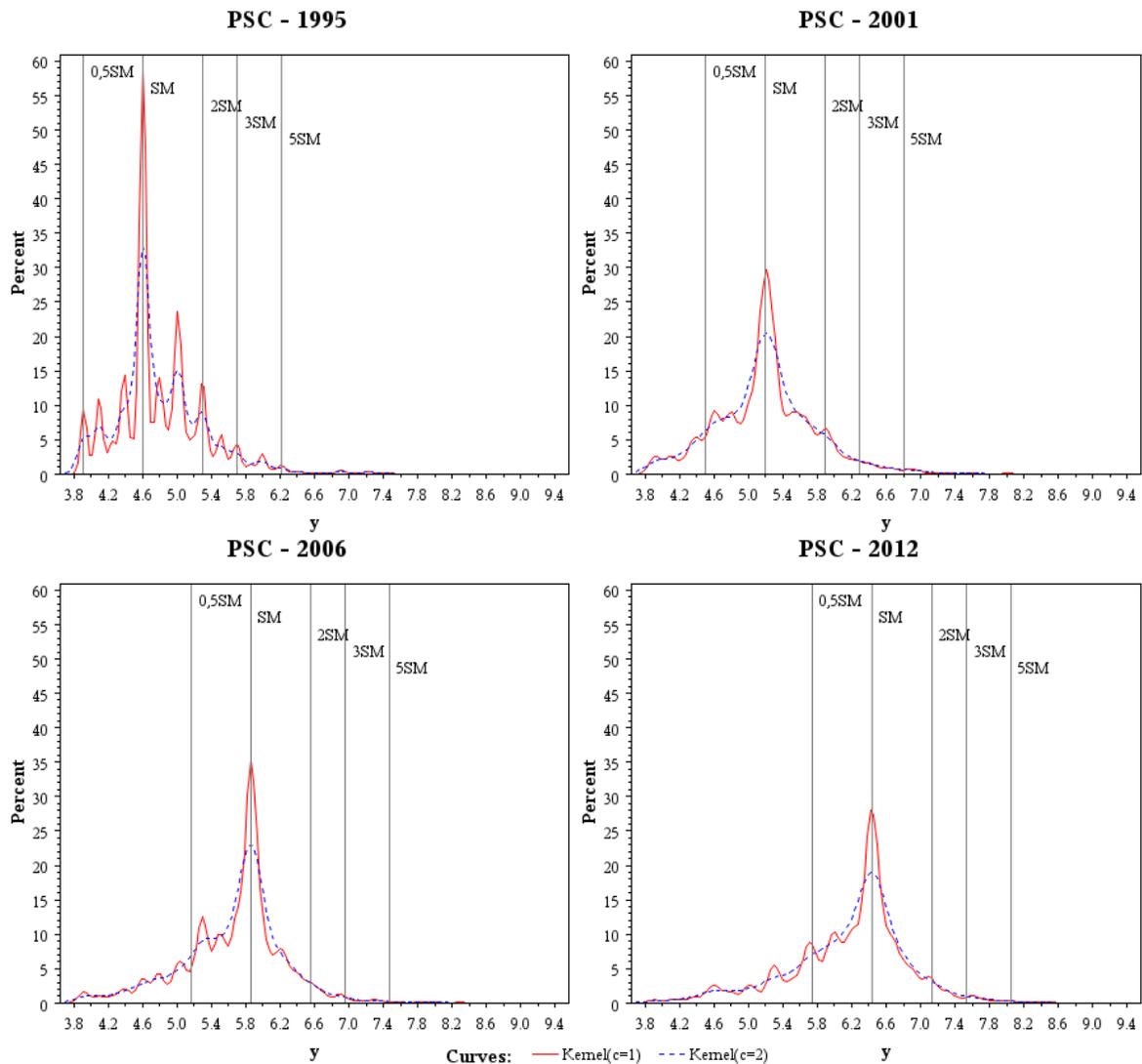
Análise Gráfica

No caso dos empregados permanente sem carteira, chama a atenção o aspecto do gráfico para o ano de 1995, afetado pelo valor redondo do SM (SM nominal=R\$100). Isso ocorre devido à tendência de as pessoas declararem valores redondos, aumentando o número de “picos” na distribuição. É notória a diferença do comportamento da distribuição dos rendimentos, principalmente entre 1995 e 2001. Ao longo da série, a distribuição parece ter sido “empurrada”⁶⁹ para a direita e o SM aparece como pico entre os rendimentos relativamente mais altos. Entre 2001 e 2005, o SM apresentou maior incidência no meio da distribuição. Neste período, de acordo com as informações da tabela 9, o rendimento mediano coincide com o valor do SM.

Os dados da tabela 11 mostram que, entre 1995 e 2012, houve aumento de 39,9% no número de pessoas com rendimento menor que um SM. A figura também destaca que a proporção de empregados permanentes sem carteira com remuneração inferior ao SM aumenta ao longo dos anos, indicando que parte desses empregados tem seus rendimentos descolados do valor e do comportamento do SM, notadamente os mais pobres.

⁶⁹A distribuição é “empurrada” para direita devido ao crescimento da renda média, porém, o que deve ser destacado é que SM agrega um maior número de rendimentos na parte superior da distribuição, “puxando-a” para a direita.

Figura 18. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados permanentes sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, 1995, 2001, 2006 e 2012.

Análise de regressão

A seguir são apresentados os coeficientes do modelo ajustado por MQ e das regressões quantílicas para os empregados permanentes sem carteira de trabalho. Os resultados do modelo ajustado por MQ são sumarizados a seguir.

Analogamente ao observado para os empregados permanentes com carteira, apesar da tendência de redução da desigualdade de gênero quando se analisa o país como um todo, o rendimento esperado das mulheres, é, em média, menor que o dos homens. A idade para o qual o

rendimento é máximo fica em torno dos 45 anos, portanto, equivalente ao observado para os empregados permanentes com carteira (44,8). O rendimento dos empregados permanentes sem carteira também apresenta maior sensibilidade à escolaridade superior a 10 anos de estudo. No que tange às diferenças associadas à cor, as pessoas de cor amarela, em média, obtinham rendimento 29% maior que as pessoas de cor branca (base). O coeficiente do logaritmo do número de horas semanais de trabalho é igual a 0,6540, indicando que a elasticidade do rendimento em relação à quantidade de horas trabalhadas é maior relativamente aos permanentes com carteira (0,2411). Vale notar que os efeitos da localização geográfica são diferentes em relação os permanentes com carteira, onde o Centro Oeste apresentou maior diferença comparativamente ao Nordeste. Neste caso, os empregados permanentes sem carteira do estado de São Paulo apresentaram rendimento médio esperado 66,2% maior do que aqueles da região Nordeste.

Registra-se que o coeficiente do SM para essa categoria de empregados agrícolas é negativo e estatisticamente significativo. O pequeno valor do coeficiente permite dizer que o efeito do SM sobre o rendimento desses empregados é nulo ou ligeiramente adverso. Os coeficientes das regressões quantílicas ajudam a compreender melhor esse impacto do SM. Vale notar que os coeficientes (tanto da regressão por MQ quanto nas quantílicas) são drasticamente diferentes quando a tendência não é considerada no modelo. Acredita-se que a não inclusão da variável que capta as mudanças no tempo faz com que o efeito do SM fique distorcido.

Os coeficientes dos percentis 10 e 25 são negativos e estatisticamente significativos. No percentil 10, um aumento de R\$100 no valor do SM implica em redução de 11,2 % no rendimento esperado. A partir do percentil 50 (mediana) seu valor passa a ser positivo, mas pequeno. Como ilustrado pelas curvas de densidade de *kernel*, há uma maior concentração do SM na parte superior da distribuição dos rendimentos. Na medida em que o SM cresce e não afeta os rendimentos realmente baixos da distribuição, seu efeito será o de aumentar a distância entre aqueles que recebem o SM e aqueles que recebem menos do que o SM.

Como mostram os resultados da tabela 16, o “efeito farol” esperado para essa categoria de empregado agrícola é nulo (ou concentrado na parte superior da distribuição). Além disso, o aumento no valor real do SM tem efeito adverso sobre o rendimento dos empregados localizados no percentil 10 da distribuição. É essencial reconhecer a importância do SM enquanto

mecanismo redistributivo, mas sem o cumprimento da legislação, pelo que se percebe, parte dos empregados agrícolas não é beneficiada pela política de valorização do SM.

Tabela 16. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados permanentes sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.

Variáveis	MQ	Regressão quantílica				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	2,1773***	0,9097***	1,8300***	2,4941***	2,9876***	3,3510***
Mulheres	-0,1747***	-0,2349***	-0,1834***	-0,1308***	-0,1412***	-0,1899***
Idade	0,3446***	0,4550***	0,3427***	0,2588***	0,2375***	0,3163***
Idade ²	-0,0388***	-0,0541***	-0,0404***	-0,0299***	-0,0261***	-0,0335***
Esc<10	0,0348***	0,0326***	0,0261***	0,0252***	0,0296***	0,0443***
Esc≥10	0,1263***	0,0315**	0,0747***	0,1252***	0,1889***	0,1898***
Cor: Preta	-0,0542***	-0,0166	-0,0213*	-0,0383***	-0,0643***	-0,1026***
Amarela	0,2546***	0,1879	0,1487**	0,1731***	0,2592***	0,2400**
Parda	-0,0575***	-0,0415***	-0,0360***	-0,0467***	-0,0624***	-0,0877***
Indígena	-0,0238	0,0790	0,0127	-0,0081	-0,0619	-0,1247
Log(horas trab.)	0,6540***	0,8084***	0,6941***	0,6102***	0,5366***	0,4769***
Chefe da Fam.	0,1335***	0,1514***	0,1255***	0,1199***	0,1198***	0,1319***
GR: Norte	0,3353***	0,3237***	0,2960***	0,2703***	0,3113***	0,4083***
São Paulo	0,5082***	0,6199***	0,5111***	0,4399***	0,4325***	0,5201***
MG+ES+RJ	0,2253***	0,3059***	0,2546***	0,2015***	0,1750***	0,2066***
Sul	0,3624***	0,4015***	0,3564***	0,3106***	0,3189***	0,3713***
C. Oeste	0,4878***	0,5850***	0,4680***	0,4125***	0,4467***	0,4806***
Domicílio Rural	-0,0710***	-0,0321**	-0,0510***	-0,0679***	-0,0822***	-0,0962***
Sal. Mín. Real/100 ¹	-0,0157***	-0,1196***	-0,0549***	0,0190***	0,0671***	0,0701***
Tempo	0,2714***	0,4553***	0,3715***	0,2473***	0,1518***	0,0789***
Amostra	47.700	47.700	47.700	47.700	47.700	47.700
R ²	0,3722	-	-	-	-	-
Teste F	1488	-	-	-	-	-

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹ Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1282, 0,1251, 0,1430, 0,1493, 0,1452 e 0,1128.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

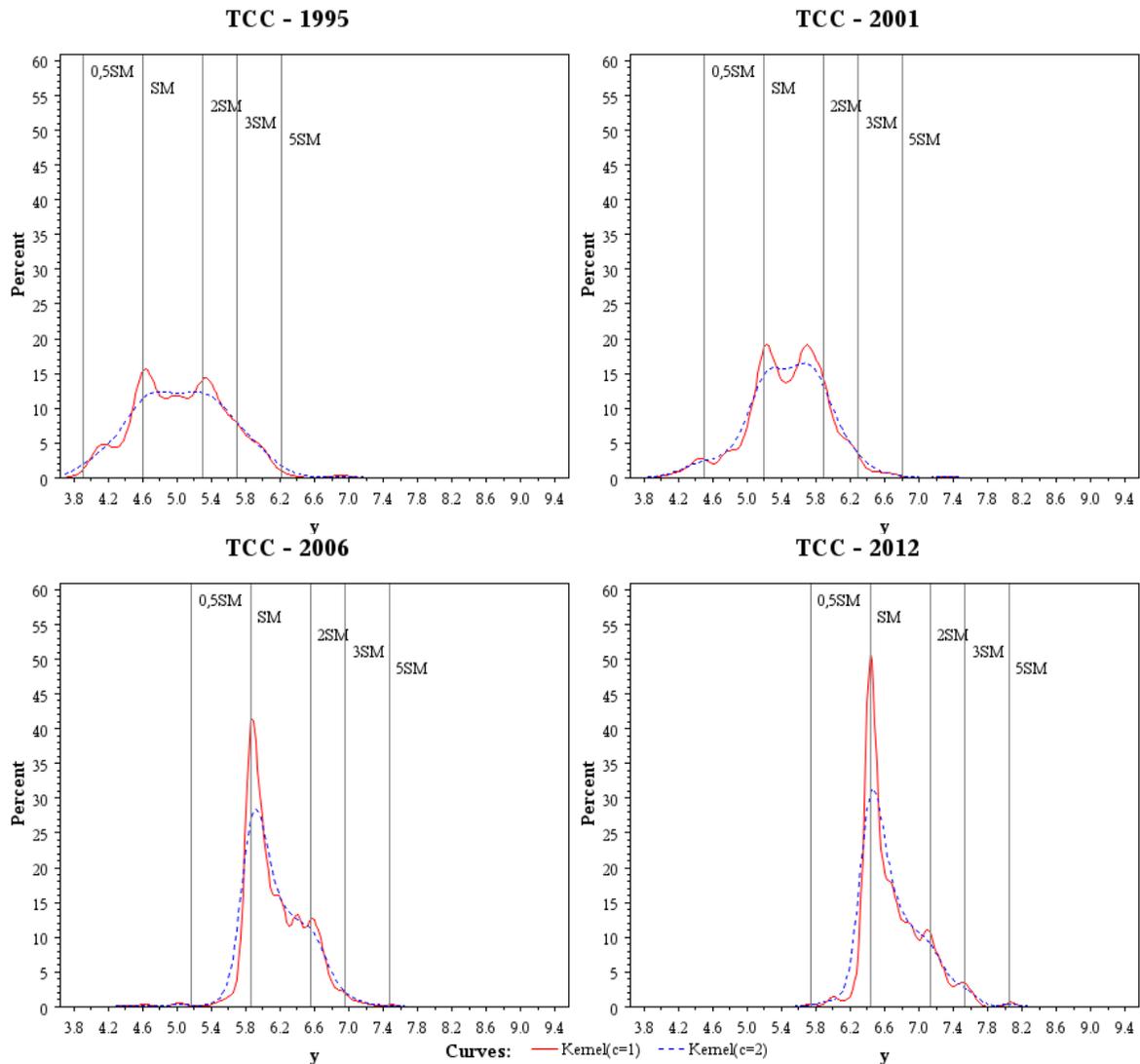
3.3.3 Empregados temporários com carteira (TCC)

Análise Gráfica

A Figura 19 ilustra a situação dos empregados temporários com carteira. Analogamente ao observado para os empregados permanentes com carteira, a distribuição dos rendimentos, com o passar dos anos, torna-se cada vez mais “comprimida” em torno do valor do SM, indicando aumento da incidência do SM. Verifica-se que os rendimentos da cauda inferior da distribuição se aproximam do SM ao longo dos anos. Conforme observado no capítulo 2, houve aumento no número de recebedores do SM (crescimento de 204,8% entre 1995 e 2012) e redução do número de empregados com rendimento menor que o SM (variação de -45,5%, entre 1995 e 2012).

Nos anos de 1998 e 1999 havia maior concentração de pessoas com rendimento superior ao valor do SM. O pico, em 1998, fica próximo a 1,5 SM e, em 1999, é ligeiramente maior que 2 SM. A incidência do SM passa a ser maior a partir de 2003, ano em que há redução do número de pessoas com rendimento menor que o SM e aumento dos recebedores do SM e daqueles com rendimento superior ao mínimo. A figura A3 do Apêndice Estatístico mostra que, em 2007 a distribuição é quase truncada no valor do SM (apenas 1,7% recebiam menos que o SM, ver tabela 12)

Figura 19. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados temporários com carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, 1995, 2001, 2006 e 2012.

Análise de regressão

Na tabela 17 são apresentados os resultados das regressões para os empregados temporários com carteira assinada. Os resultados da regressão por MQ mostram que as mulheres recebiam menos que os homens, assim como já observado para as categorias já analisadas.

O efeito da escolaridade não é muito nítido. O coeficiente negativo da variável que capta a escolaridade acima de 10 anos de estudo pode estar relacionado à amostra relativamente pequena. A relação entre rendimento e escolaridade merece ser aprofundada, pois seu efeito

também é muito distinto ao longo da distribuição. O efeito da escolaridade até 10 anos é pequeno e estatisticamente significativo para todos os quantis. Quando são analisados os coeficientes da escolaridade igual ou maior que 10 anos, todos os coeficientes são negativos e apenas nos quantis 50, 75 e 90 são estatisticamente significativos. É curioso observar que justamente nos percentis mais elevados o efeito da escolaridade é negativo e significativo. A taxa estimada de retorno a um ano adicional de escolaridade acima de 10 anos é igual a $100[\exp(0,0147+(0,0383)) - 1] = 2,3\%$ no percentil 50 e $100[\exp(0,0174+(0,0452)) - 1] = 2,7\%$ no percentil 75.

Obviamente, esse resultado não é coerente. Cabe analisar melhor esta relação em pesquisas futuras.

O rendimento máximo é obtido quando a idade atinge 37,4 anos e há pouca oscilação quando são analisados os coeficientes das regressões quantílicas.

A elasticidade do rendimento em relação ao número de horas trabalhadas sofre alterações ao longo da distribuição e é maior para os quantis da parte superior da distribuição.

Com base nos resultados da regressão por MQ, verifica-se que os empregados temporários com carteira do Estado de São Paulo apresentaram o maior diferencial de rendimento em relação ao Nordeste (em média, 40,4% maior). Entretanto, quando são analisados os coeficientes das regressões quantílicas, nota-se que, no percentil 90, o Centro Oeste apresenta maior diferença em relação ao Nordeste. Detecta-se que a diferença de rendimento associada ao sexo é maior nos quantis superiores da distribuição (percentis 75 e 90).

O efeito do SM sobre os empregados temporários com carteira é equivalente ao observado para os permanentes com carteira. Os resultados corroboram o que foi mostrado pelas densidades de *kernel*, confirmando que o impacto do SM é maior na parte inferior da distribuição. Os resultados encontrados pelas regressões sem a tendência seguem o mesmo padrão, porém os valores dos coeficientes são bem maiores, indicando que, sem considerar as mudanças no tempo, esses coeficientes podem estar superestimados.

Tabela 17. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados temporários com carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.

Variáveis	MQ	Regressão quantílica				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	3,6799***	3,8537***	4,3674***	3,6900***	3,7917***	4,2467***
Mulheres	-0,2082***	-0,1325***	-0,1192***	-0,1696***	-0,2244***	-0,2722***
Idade	0,2320***	0,1836***	0,1174***	0,2134***	0,2076***	0,1832***
Idade ²	-0,0319***	-0,0261***	-0,0166***	-0,0291***	-0,0290***	-0,0254***
Esc<10	0,0159***	0,0118***	0,0066***	0,0147***	0,0174***	0,0122***
Esc≥10	-0,0406***	-0,0399	-0,0185	-0,0383**	-0,0452**	-0,0263
Cor: Preta	-0,0356**	-0,0262	-0,0133	-0,0266	-0,0285	-0,0118
Amarela	-0,0902	-0,2398	-0,4480***	-0,1186	0,3537	0,1061
Parda	-0,0217**	-0,0257	-0,0097	0,0006	-0,0054	-0,0169
Indígena	-0,0810	0,1115	0,0383	-0,0817	-0,1544	-0,2393
Log(horas trab.)	0,3433***	0,2085***	0,1508***	0,3275***	0,3765***	0,3794***
Chefe da Fam.	0,0701***	0,0455**	0,0258***	0,0615***	0,0793***	0,0676***
GR: Norte	0,0846	0,0400	0,0197	0,1217*	0,1851***	0,1256
São Paulo	0,3393***	0,1562***	0,2279***	0,3956***	0,4252***	0,3465***
MG+ES+RJ	0,1958***	0,0605***	0,0816***	0,2197***	0,2801***	0,2660***
Sul	0,0300	-0,1450***	-0,0086	0,0916***	0,1262***	0,0963**
C. Oeste	0,3099***	0,1236***	0,1886***	0,3506***	0,3696***	0,3521***
Domicílio Rural	0,0537***	0,0190	0,0080	0,0336**	0,0792***	0,0711***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,1425***	0,1442***	0,1703***	0,1626***	0,1419***	0,1090***
Tempo	0,0893***	0,2220***	0,1005***	0,0391*	0,0452*	0,0682*
Amostra	7.034	7.034	7.034	7.034	7.034	7.034
R ²	0,3313	-	-	-	-	-
Teste F	182,9	-	-	-	-	-

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1874, 0,2458, 0,2173, 0,1833, 0,1656 e 0,1434.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

3.3.4 Empregados temporários sem carteira (TSC)

Análise Gráfica

A figura 20 traz as curvas de densidade de *kernel* para os empregados temporários sem registro formal de trabalho.

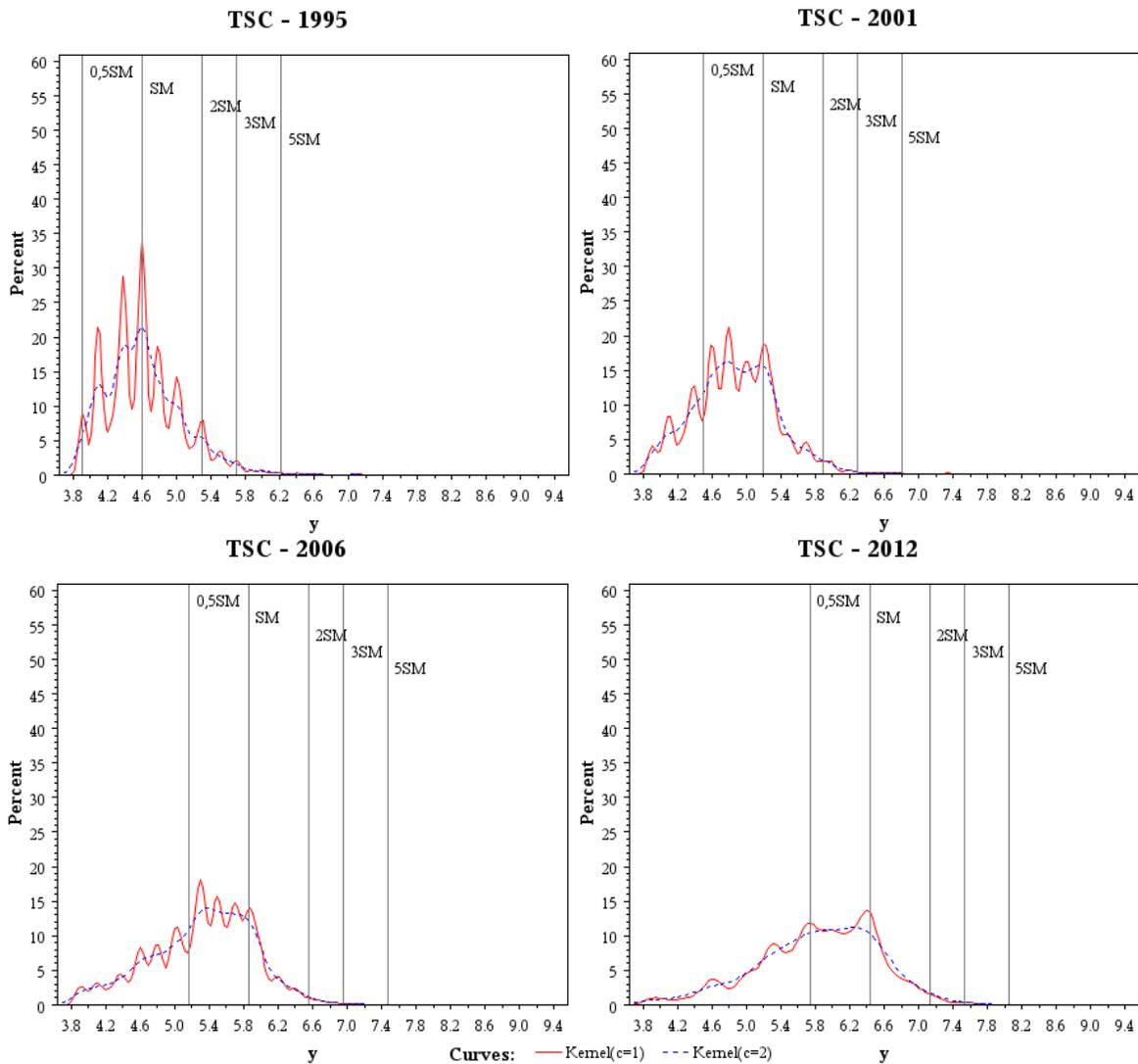
Neste caso, o comportamento da distribuição dos rendimentos se assemelha ao apresentado para os empregados permanentes sem carteira, porém com maior incidência de remunerações abaixo do SM. Nota-se que, ao longo do tempo, a distribuição torna-se fortemente assimétrica à esquerda. Em outras palavras, o SM agrega um número maior de observações na parte superior da distribuição, “puxando-a” para a direita.

Verifica-se que, em 1995, havia pelo menos três picos de concentração em valores maiores que o SM. Entre 1995 e 2012 o número de empregados temporários sem carteira com rendimento maior que o SM sofre redução de 73,1%. Tanto em termos absolutos quanto em termos relativos há uma queda substancial no número de recebedores do SM.

Para essa categoria de empregados, o crescimento do valor real do SM, ao influenciar os rendimentos dos relativamente mais ricos, acabou tornando a distribuição dos salários mais assimétrica à esquerda. A baixa adesão do SM certamente está relacionada ao não cumprimento da legislação trabalhista no setor. É fundamental atentar para as características específicas desse mercado de trabalho, especialmente no caso dos empregados temporários sem carteira que, em 2012, representavam quase 30% do total de empregados na agricultura brasileira (cerca de 1,055 milhões de pessoas).

Em geral, os empregados do segmento informal do mercado de trabalho agrícola não estão sendo beneficiados pelos aumentos observados no SM real. O “efeito farol” é concentrado na parte superior da distribuição, contrariamente ao observado por Fajnzylber (2001), Lemos (2009), Soares (2002), entre outros (ver quadro 1). Soares (2002, p. 873) afirma que “(...) o salário mínimo tem maior incidência justamente entre os trabalhadores cuja inserção no mercado de trabalho se faz de modo mais frágil”. Esta afirmação não é válida para os empregados agrícolas sem carteira de trabalho.

Figura 20 Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados temporários sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, 1995, 2001, 2006 e 2012.

Análise de regressão

Os resultados das regressões para os empregados temporários sem carteira são apresentados a seguir.

Os coeficientes da regressão por MQ são condizentes com o esperado e mostram a existência de “discriminação” contra as mulheres; a idade onde o rendimento é máximo gira em torno dos 44 anos, próximo ao encontrado para os empregados permanentes (com e sem carteira). Os indivíduos de cor parda e preta tinham rendimento esperado 4,4% e 3,1%, respectivamente,

menor em relação ao grupo de controle (pessoas de cor branca). Nas regressões quantílicas, o coeficiente negativo para as pessoas de cor amarela no percentil 10, possivelmente está relacionado ao tamanho da amostra (as pessoas de cor amarela representam 0,11% do total dos empregados temporários sem carteira na amostra dos dados empilhados de 1992 a 2012). É interessante observar que a elasticidade do rendimento em relação ao número de horas semanais de trabalho é maior entre os relativamente mais pobres (percentil 10, 25 e 50). Vale observar, que, conforme Krein e Stravinski (2009), os empregados agrícolas temporários possuem parte considerável de sua remuneração atrelada à produção. Em 2006, 23,3% dos empregados temporários obtinham salários por produção ou comissão, 14,6% por tarefa ou empreitada e 58,7% pela jornada de trabalho.

Outro fato que deve ser notado é que não há grandes mudanças quando se observa o efeito da região geográfica ao longo da distribuição.

Pelo modelo de regressão tradicional tem-se que o valor do coeficiente do SM é desprezível e estatisticamente não significativo. No entanto, ao analisar os coeficientes das regressões quantílicas, nota-se que o efeito só não é significativo para o percentil 50. Para os percentis 10 e 25 o efeito é negativo e estatisticamente significativo. Nos percentis 75 e 90 o efeito é positivo e significativo. Vale notar a magnitude do coeficiente encontrado para o percentil 90, bastante superior ao valor observado para o percentil 75. Para o percentil 90, a variação percentual do rendimento associada ao aumento de R\$100 no SM é quase o dobro da observada para o percentil 75 (12% contra 6,3%, respectivamente).

Os resultados das regressões quantílicas confirmam que o SM exerce maior influência no extremo superior da distribuição dos rendimentos (ou sobre os relativamente mais ricos). Dias et al. (2011) confirmam esses resultados ao mostrarem que, entre 2002 e 2007, os rendimentos mais baixos dos assalariados sem carteira não conseguiram acompanhar a valorização do SM. Os resultados aqui apresentados, além de reforçarem essa constatação, indicam que a valorização do SM aumentou a dispersão dos salários desses empregados. Conforme apresentado no capítulo 2, houve aumento da desigualdade de rendimentos para os empregados temporários sem carteira quando se analisa o comportamento das três medidas de desigualdade mais usuais (índice de Gini e as medidas *T* e *L* de Theil).

Tabela 18. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para empregados temporários sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.

Variáveis	MQ	Regressão quantílica				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	1,5672***	0,4436***	1,2930***	1,7359***	2,0116***	2,3317***
Mulheres	-0,1624***	-0,2464***	-0,1969***	-0,1432***	-0,1084***	-0,1053***
Idade	0,2640***	0,4080***	0,3111***	0,2082***	0,1745***	0,1959***
Idade ²	-0,0308***	-0,0483***	-0,0365***	-0,0243***	-0,0206***	-0,0225***
Esc. < 10	0,0197***	0,0256***	0,0192***	0,0166***	0,0153***	0,0194***
Esc. ≥ 10	-0,0037	-0,0137	0,0049	-0,0173*	-0,0193*	-0,0371***
Cor: Preta	-0,0324***	-0,0252	-0,0355***	-0,0280***	-0,0470***	-0,0559***
Amarela	-0,0613	-0,4559***	-0,0284	0,0180	0,0292	-0,0179
Parda	-0,0458***	-0,0508***	-0,0390***	-0,0399***	-0,0510***	-0,0671***
Indígena	0,0324	0,0243	0,0406	-0,0140	-0,0054	0,0672
Log(horas trab.)	0,8125***	0,8883***	0,8307***	0,8136***	0,7964***	0,7392***
Chefe da Fam.	0,0744***	0,1027***	0,0783***	0,0575***	0,0590***	0,0574***
GR: Norte	0,3286***	0,3555***	0,2972***	0,2770***	0,2888***	0,3743***
São Paulo	0,5339***	0,6204***	0,5483***	0,4912***	0,4799***	0,5163***
MG+ES+RJ	0,2956***	0,3486***	0,2828***	0,2771***	0,2545***	0,2787***
Sul	0,3236***	0,3415***	0,2984***	0,3106***	0,2957***	0,3214***
C. Oeste	0,4312***	0,4759***	0,3842***	0,3672***	0,3930***	0,4962***
Domicílio Rural	-0,0697***	-0,0388***	-0,0605***	-0,0750***	-0,0888***	-0,0940***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,0001	-0,0599***	-0,0631***	-0,0063	0,0609***	0,1135***
Tempo	0,2730***	0,3484***	0,3682***	0,3139***	0,1985***	0,0800***
Amostra	60303	60303	60303	60303	60303	60303
R ²	0,3611	-	-	-	-	-
Teste F	1793	-	-	-	-	-

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1425, 0,1296, 0,1334, 0,1546, 0,1625 e 0,1553.

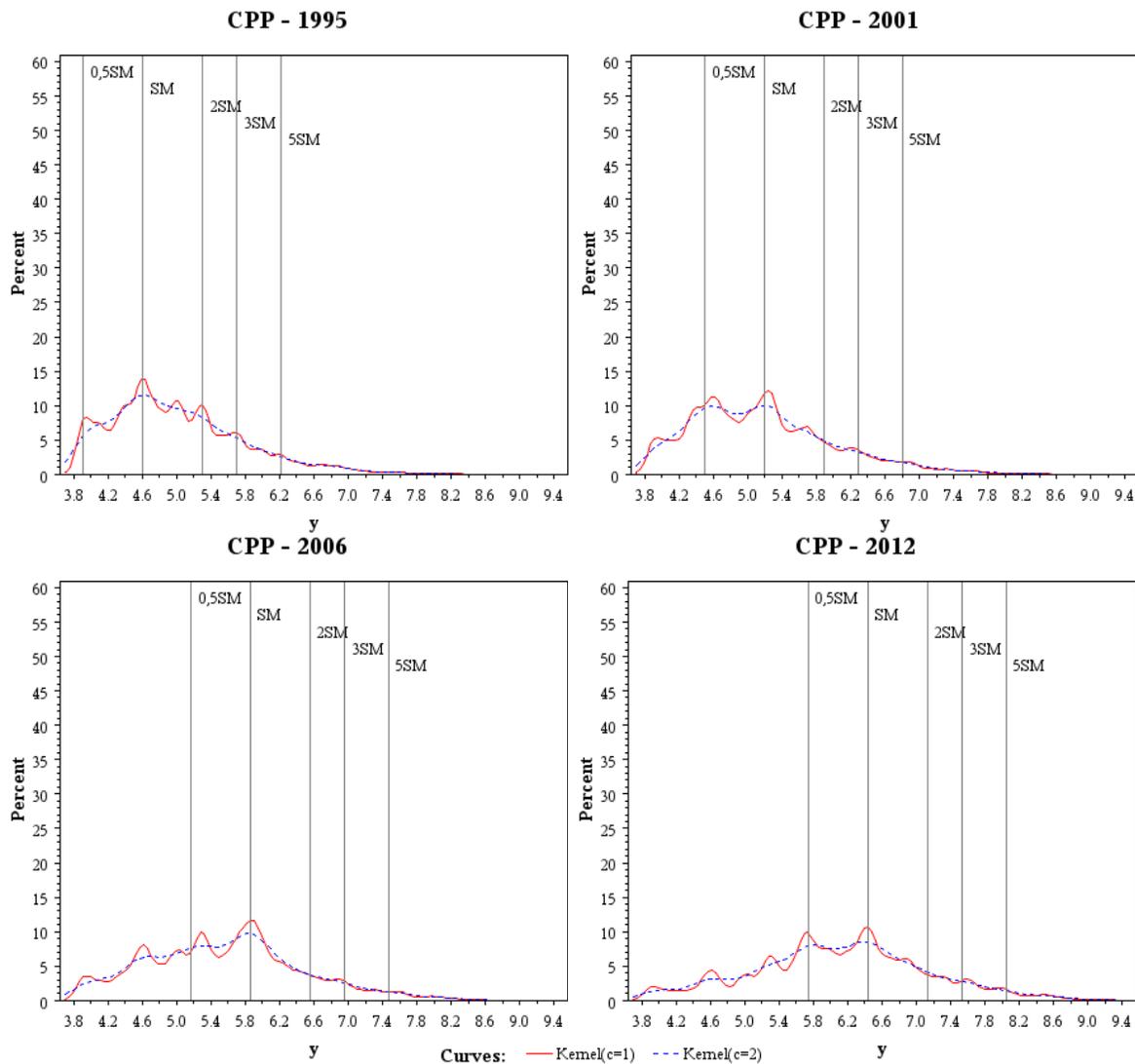
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

3.3.5 Trabalhadores por conta própria (CPP)

Finalmente, na figura 21 tem-se as densidades de *kernel* para os trabalhadores por conta própria no setor agrícola. A ideia é de que o SM funcionaria como referência, também para a remuneração dos trabalhadores por conta própria. Embora seja possível observar picos que coincidem com valores de múltiplos do SM, nota-se a baixa incidência do SM na distribuição.

Ressalta-se, entretanto, a mudança na posição do SM na distribuição ao longo dos anos. Em 1995, o pico no exato valor do SM estava localizado mais a esquerda da distribuição. Ao longo dos anos, o SM “caminha” para o lado direito da distribuição, em direção aos relativamente mais ricos. As análises de regressão que se seguem devem ajudar a elucidar essa questão.

Figura 21. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1995, 2001, 2006 e 2012.



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, 1995, 2001, 2006 e 2012.

Análise de regressão

A análise dos coeficientes da regressão por MQ, apresentados na tabela 19, mostra que a situação dos trabalhadores por conta própria difere em alguns aspectos da dos empregados. Primeiramente, percebe-se que o diferencial de rendimento associado ao sexo é maior e sofre pouca variação ao longo da distribuição. Com base nos resultados da regressão por MQ, o rendimento esperado das mulheres era, em média, 28% inferior ao rendimento dos homens. Outra diferença é a idade para o qual o rendimento é máximo. No caso dos empregados, essa idade varia entre 37 e 45 anos, a depender da categoria analisada. Para os trabalhadores por conta própria o rendimento é máximo quando a idade fica em torno de 56 anos, chegando aos 64 anos quando são observados os coeficientes da idade para o percentil 90.

É interessante observar que a escolaridade apresenta baixo impacto sobre o rendimento dos trabalhadores por conta-própria. Mesmo após completar 10 anos de estudo, os retornos da escolaridade são pequenos quando comparados com os dos empregados com carteira (permanentes ou temporários). Os valores dos coeficientes para os percentis 10 e 25 são, inclusive, negativos. Apesar dos valores negativos dos coeficientes para a escolaridade acima de 10 anos no percentil 10 e 25 a taxa de retorno associada a 1 ano a mais de escolaridade após completado o 10º ano é positiva e igual a 4,0% e 4,3%, respectivamente⁷⁰. No que diz respeito à cor, os indígenas apresentaram pior situação em relação às pessoas de cor branca, tanto na regressão por MQ quanto na regressão por quantis. Vale notar o caso das pessoas de cor amarela. O coeficiente da regressão quantílica para o percentil 90 é igual a 0,449, indicando que o rendimento esperado das pessoas de cor amarela era 56,7%⁷¹ superior em relação às pessoas de cor branca.

Analisando o impacto da região geográfica, é notória a diferença de rendimento entre o Nordeste e as outras regiões selecionadas. O trabalhador por conta própria no setor agrícola frequentemente pode ser classificado como agricultor familiar. Dado o elevado grau de desigualdade regional no Brasil, os trabalhadores por conta própria da região Nordeste apresentaram pior situação em relação às demais regiões. É bem conhecida a situação de pobreza extrema de grande parte dos agricultores familiares nordestinos.

⁷⁰ Valores obtidos através dos cálculos: $100[\exp(0,0652+(-0,0256))-1]=4,0\%$ e $100[\exp(0,0620+(-0,0196))-1]=4,3\%$.

⁷¹ Valor obtido através do cálculo: $100[\exp(0,449)-1]=56,7\%$.

O efeito do SM aumenta ao longo da distribuição, com o maior coeficiente no percentil 90 (0,1211). Os resultados confirmam o fato de que o SM exerce maior influência sobre os estratos mais altos da distribuição, assim como ilustrado pelas densidades de *kernel*. Dias et al. (2011), analisando o Brasil como um todo, encontraram resultados semelhantes, concluindo que o “efeito farol” é menos intenso no caso dos trabalhadores por conta própria.

Tabela 19. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para os trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1992 a 2012, dados empilhados, com tendência.

Variáveis	MQ	Regressões quantílicas				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	2,0670***	0,5782***	1,3325***	2,0822***	2,7688***	3,4472***
Mulheres	-0,3299***	-0,3138***	-0,3227***	-0,3435***	-0,3385***	-0,3368***
Idade	0,3167***	0,3200***	0,2939***	0,3040***	0,3220***	0,3193***
Idade ²	-0,0284***	-0,0307***	-0,0283***	-0,0283***	-0,0281***	-0,0251***
Esc < 10	0,0677***	0,0652***	0,0620***	0,0608***	0,0652***	0,0779***
Esc ≥ 10	-0,0031	-0,0256**	-0,0196***	0,0101*	0,0263***	0,0178*
Cor: Preta	-0,1539***	-0,1131***	-0,1230***	-0,1369***	-0,1805***	-0,2100***
Amarela	0,2881***	0,2175***	0,1855***	0,1988***	0,2647***	0,4490***
Parda	-0,1722***	-0,1564***	-0,1431***	-0,1545***	-0,1787***	-0,2153***
Indígena	-0,2914***	-0,2701***	-0,1900***	-0,2250***	-0,3572***	-0,4027***
Log(horas trab.)	0,6193***	0,7709***	0,7052***	0,6301***	0,5468***	0,4744***
Chefe da Fam.	0,1362***	0,0768***	0,1266***	0,1400***	0,1542***	0,1730***
GR: Norte	0,5110***	0,6620***	0,5364***	0,4360***	0,4059***	0,4392***
São Paulo	0,8997***	1,0870***	0,9205***	0,8088***	0,8417***	0,8836***
MG+ES+RJ	0,4950***	0,6233***	0,5370***	0,4404***	0,4171***	0,4765***
Sul	0,6472***	0,6854***	0,6172***	0,5873***	0,6467***	0,7333***
C. Oeste	0,7041***	0,8632***	0,7126***	0,6085***	0,6054***	0,6785***
Domicílio Rural	-0,0603***	-0,0015	-0,0653***	-0,0799***	-0,0856***	-0,0930***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,0594***	-0,0112	0,0475***	0,0757***	0,1056***	0,1211***
Tempo	-0,0562***	0,0339*	-0,0153	-0,0445***	-0,1102***	-0,1825***
Amostra	127492	127492	127492	127492	127492	127492
R ²	0,3329	-	-	-	-	-
Teste F	3347	-	-	-	-	-

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,0296, 0,0072, 0,0392, 0,0522, 0,0472 e 0,0243.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

3.4 Considerações finais

No capítulo 3 estimou-se o impacto do SM sobre a distribuição de rendimentos no setor agrícola brasileiro para cada uma das cinco posições na ocupação selecionadas. Primeiramente, utilizando as curvas de densidade de *kernel*, mostra-se que o SM possui grande incidência no caso dos empregados com carteira (permanentes e temporários) e que esta incidência foi aumentando ao longo dos anos analisados, acompanhando a tendência de valorização do SM real. Os resultados das regressões reforçam o que mostraram as estatísticas descritivas apresentadas no capítulo 2, sobretudo o fato de que para esses empregados o SM serve de referência para os rendimentos dos estratos inferiores da distribuição. Com relação às evidências empíricas, o SM, para os empregados permanentes com carteira, apresenta impacto similar ao encontrado para o mercado de trabalho urbano e está de acordo com as diretrizes que balizaram sua institucionalização.

Pode-se dizer que para os empregados sem carteira de trabalho (permanentes ou temporários) o efeito do SM é o inverso do esperado, pois seu impacto é significativamente maior para os rendimentos da parte superior da distribuição, apresentando, inclusive, sinais negativos e estatisticamente significativos para os quantis inferiores. As densidades de *kernel* mostraram que as distribuições foram se alterando ao longo do tempo, tornando-se mais assimétricas à esquerda, aumentando a desigualdade da distribuição. Percebe-se que a maior parte desses empregados não foram beneficiados pela valorização do SM e o comportamento da desigualdade entre esses empregados não seguiu a tendência geral de redução. É útil comparar esses resultados com os que foram reportados por Maloney e Mendez (2004), analisando o impacto do SM na Colômbia. Os autores mostram que o efeito do SM é mais intenso entre os empregados com rendimento inferior ao SM (faixa de rendimento ente 0 e $\frac{1}{2}$ SM). Esse resultado está próximo do encontrado para os empregados com carteira, mas muito distante do que foi visto para os empregados sem carteira no Brasil.

Fica evidente que possuir um vínculo formal de trabalho é mais importante do que o fato de o empregado ser temporário ou permanente.

Finalmente, observou-se que o SM apresenta baixa incidência sobre o rendimento dos trabalhadores por conta própria. Ademais, as densidades de *kernel* mostram que, ao longo do período analisado, a incidência do SM passa a ser maior nos estratos superiores da distribuição. A

análise de regressão indica que o efeito do SM sobre o rendimento dos trabalhadores por conta própria se assemelha ao encontrado para os empregados sem carteira de trabalho (principalmente os temporários). O impacto do SM é maior nos quantis superiores da distribuição e os rendimentos mais baixos (menores que o SM) não acompanham a valorização do SM.

O quadro 2 sintetiza os resultados encontrados através das regressões quantílicas, indicando em que posição, ao longo da distribuição, as variáveis selecionadas tiveram maior impacto.

Quadro 2. Quadro-resumo dos efeitos das variáveis selecionadas sobre o rendimento dos trabalhadores agrícolas: posição onde o impacto é maior ao longo da distribuição.

Variável	PCC	PSC	TCC	TSC	CPP
Sal. Mín.	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Superior
Mulher*	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Meio
Esc<10	Superior	Superior	Superior	Inferior	Superior
Esc≥10	Superior	Superior	~	~	Superior
Horas trab. por semana	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Inferior

Notação: Superior=percentis 75 e 90; Inferior= Percentis 10 e 25; Meio= percentil 50.

O símbolo “~” indica o coeficiente não significativo ou que a influência da variável ao longo da distribuição não é nítida.

* Posição do maior efeito negativo.

CONCLUSÕES

Neste trabalho, analisou-se o impacto do SM sobre a distribuição de renda na agricultura brasileira. O capítulo 1 fez um apanhado da produção acadêmica que trata dos efeitos do SM nos países desenvolvidos e menos desenvolvidos, com foco nas evidências empíricas. Os resultados, apesar de controversos e de dependerem, em certa medida, do contexto macroeconômico, mostram que é possível haver crescimento do valor real do SM sem a destruição de postos trabalho ou aumento da informalidade. Para os países desenvolvidos, essa pareceu ser a grande questão quanto ao impacto do SM. Nos países menos desenvolvidos, o debate acerca do SM é mais centrado no seu papel fora do mercado de trabalho formal, por razões óbvias (grande parte da população desses países ainda está ocupada no segmento informal do mercado de trabalho). Além de cumprir sua função básica de servir como piso salarial para os baixos rendimentos no mercado formal de trabalho, nesses países, quanto maior for o impacto do SM no setor informal, maior será o seu potencial efeito redistributivo.

No caso específico do Brasil, alguns estudos mostraram que o SM tem impacto positivo sobre o mercado informal de trabalho, funcionando como indexador (ou “farol”) para remunerações também nesse mercado. Este trabalho procurou mostrar que esse efeito esperado do SM possui particularidades importantes quando se analisa o mercado de trabalho agrícola. Os capítulos 2 e 3 apresentam uma série de informações para testar essa afirmação.

Viu-se no capítulo 2 que os empregados agrícolas sempre apresentam piores indicadores quando comparados com os empregados não agrícolas. Chama a atenção o diferencial de escolaridade média dos empregados agrícolas que, em 2012, não representava nem a metade da escolaridade média dos empregados não agrícolas (4,6 contra 9,9 anos). Já a idade média é sempre maior para os empregados agrícolas, sugerindo que a taxa de envelhecimento dos empregados agrícolas é maior. O número médio de horas trabalhadas também é maior para os empregados agrícolas, mas há tendência de convergência entre os dois setores.

Quando se analisa o rendimento dos empregados nos dois setores, é notória a diferença em favor dos não agrícolas, mas, no geral, houve redução da diferença entre rendimentos médios ao longo da série analisada. Para os empregados agrícolas, o SM coincide, em quase toda a série, com o rendimento mediano, enquanto que para os não agrícolas, o SM é igual ao 1º decil, que tende a se aproximar do 1º quartil da distribuição. Analisando algumas

medidas de desigualdade, foi possível constatar que a redução foi mais acentuada no setor não agrícola, onde o índice de Gini cai de 0,5086, em 1995, para 0,4008, em 2012. Para os empregados no setor agrícola, a variação foi bem menor (0,3591 contra 0,3444, no mesmo período). A figura 11 deixa clara a diferença na intensidade da queda da desigualdade entre os dois setores

No item 2.4 a análise passa a considerar os empregados agrícolas classificados em quatro categorias: permanentes com e sem carteira e temporários com e sem carteira. É pertinente notar que, em 2012, quase 60% dos empregados agrícolas estavam no grupo dos sem carteira (considerando a soma dos permanentes e temporários). A análise das características pessoais desses empregados revela que, em todos os anos, os temporários sem carteira possuíam menor escolaridade média, seguidos dos permanentes sem carteira. O número médio de horas semanais de trabalho foi menor para os sem carteira, e é declinante para todas as categorias (variando a intensidade). Com relação à evolução dos salários, os empregados sem carteira (permanentes e temporários) apresentaram pior situação. A “novidade” é que o rendimento desses empregados não acompanha a valorização real do SM observada nesses últimos 18 anos. A relação entre o valor real do SM e o rendimento médios dessas duas categorias aumenta ao longo do período estudado. O SM era, em 2012, 43,8% maior que o rendimento médio dos empregados temporários sem carteira. Em 1995, esta razão foi igual a 0,967, indicando que o SM era 3,4% menor que o rendimento médio desses empregados.

Como consequência da evolução dos rendimentos, constatou-se que houve aumento da desigualdade entre os empregados temporários sem carteira, segundo as três principais medidas de desigualdade (índice de Gini e as medidas T e L de Theil). Para os permanentes sem carteira não há tendência de redução (a desigualdade permanece quase estável). Já as duas categorias de empregados com carteira acompanharam a tendência geral de queda da desigualdade no período recente, embora a queda seja menos intensa.

Por último, o capítulo 3 apresenta os resultados obtidos através dos métodos que estimaram o impacto do SM sobre o rendimento das quatro categorias de empregados e dos trabalhadores por conta própria na agricultura em diferentes pontos da distribuição desse rendimento. As curvas de densidade de *kernel* para os empregados com carteira (permanentes e temporários) mostraram que, ao longo da série, houve “compressão” dos salários em torno do SM, fato indicado pelo aumento da incidência do SM. Os resultados das regressões quantílicas

comprovaram que o SM exerce maior impacto sobre os empregados relativamente mais pobres, visto que os coeficientes do SM são sempre maiores para os percentis 10 e 25 da distribuição.

É visível que no caso dos empregados sem carteira (principalmente os temporários) o SM **não** exerce maior influência sobre os indivíduos localizados nos extratos inferiores da distribuição. Ao contrario, o efeito do SM é maior para os relativamente mais ricos. As curvas de densidade de *kernel* mostraram que, na medida em que o SM tem maior impacto sobre os rendimentos da parte superior da distribuição, as distribuições dos rendimentos dessas categorias tornaram-se mais assimétricas à esquerda. Como consequência, tem-se que para estas categorias de empregados, o crescimento do valor real do SM acabou ampliando a desigualdade de rendimentos, conforme constatado no capítulo 2.

Os resultados apresentados indicam a necessidade premente de se pensar formas de aumento da formalização do emprego agrícola, seja pelo aumento da fiscalização (no curto prazo) seja através de políticas de qualificação que possam aumentar as chances de uma melhor inserção no mercado de trabalho.

No setor agrícola, pelo fato de ainda haver parcela significativa de trabalhadores com rendimento inferior ao SM, o crescimento real do seu valor e, principalmente o aumento da formalização, devem ter impactos positivos sobre a pobreza.

Como desdobramentos e futuras pesquisas, cabe avaliar o impacto do SM sobre o rendimentos dos empregados agrícolas por cultura e região geográfica. Esta análise permitirá verificar em quais culturas e regiões há a maior incidência de remunerações abaixo do SM. Outra questão que merece ser melhor analisada é o impacto do SM sobre a pobreza no setor agrícola, tendo em vista a grande proporção de pessoas com rendimento inferior ao SM. Também deve-se verificar melhor a relação entre níveis educacionais e a probabilidade de que o empregado receba o SM. Por fim, seria interessante comparar o efeito do SM sobre a distribuição de rendimentos dos empregados agrícolas com o seu efeito na distribuição de rendimentos dos empregados da construção civil, setor que igualmente absorve parte da mão de obra com baixa qualificação, porém nas áreas urbanas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADISEHIAH, M. S. *O papel do homem no desenvolvimento – reflexões sobre a década de 1970*. Rio de Janeiro, FGV, 1973.
- BACCARIN, J. G.; GEBARA, J. J. Guariba e Bebedouro, marcos na luta dos trabalhadores volantes no Brasil. *Reforma Agrária: Associação Brasileira de Reforma Agrária – ABRA*, ano 15, n.4, p. 82-88, jan/mar. 1986.
- BALSADI, O. V. Evolução das ocupações e do emprego na agricultura brasileira no período 1992-2006. In BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. *Emprego e trabalho na agricultura brasileira*. IICA (Série Desenvolvimento Rural Sustentável v. 9), Brasília, 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. 495-526, 2008.
- BAPTISTELLA, C. S. L. et al. O trabalho volante na agricultura paulista e sua estacionalidade, 1985-93. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, 41(3):61-83, 1994.
- BARROS, R. P. et al. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, v. 1, 2006.
- BARROS, R. P. et al. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, v. 2, 2007.
- BARROS, R. P. 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. et al. (Orgs.) *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente* (v. 2). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- BELL, L. The impact of minimum wages in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics*, v. 15, n. 3, p. 102-135, 1997.
- BOSCH, M.; MANACORDA, M. Minimum wages and earnings inequality in urban Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 2, n 4, p. 128-149, 2010.
- BUCHINSKY, M. Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research. *The Journal of Human Resources* v. 33, N. 1, pp. 88-126, 1998.
- CACCIAMALI, M. C. A legislação trabalhista no campo e sua aplicação entre os “bóias-frias” no estado de São Paulo: Uma contribuição para o debate. In: DUARTE, R. *Emprego Rural e Migrações na América Latina*. Ed. Massangana/Fundação Joaquim Nabuco, Recife, 1986.

CARD, D.; KRUEGER, A. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply. *The American Economic Review*, v. 90, n. 5, p. 1397-1420, 2000.

CARD, D.; KRUEGER, A. Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, v. 84, n. 4, p. 772–793, 1994.

CHATTERJEE, S.; HADI, A. S. *Regression analysis by example*. John Wiley & Sons, 2013.

COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama. Rio de Janeiro: IPEA, *Texto para Discussão n. 898*, 2002.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. IPEA, *Texto para Discussão n. 897*, 2002.

CORSEUIL, C. et al. *Inspeção do trabalho e evolução do emprego formal no Brasil*. Brasília: IPEA, *Texto para Discussão n. 1688*, 2012.

CORTEZ, W. et al. *What is Behind Increasing Wage Inequality in Mexico ?* v. 29, n. 11, 2001.

CUNHA, M. S. Evolução da desigualdade de rendimentos na agricultura brasileira, 1981-2004. *Agric. São Paulo*, v. 53, n. 2, p. 19-34, 2006.

CUNHA, M. S. Os empregados da agricultura brasileira: diferenciais e determinantes salariais. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 3, p. 597–621, 2008.

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.; VASCONCELOS, M. R. Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, v. 16, n. 1, p. 105–135, 2012.

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), ed. especial, n. 22, p. 201-216, 2006.

DIAS, J. C. et al. Efeitos distributivos recentes do salário mínimo no Brasil : recortes segundo a posição na ocupação. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 32, n. 1, p. 77-106, jun. 2011.

DICKENS, R. et al. The effect of minimum wages on UK Agriculture. *Journal of Agricultural Economics*, v. 46, n. 1, p. 1–19, 1995.

DIEESE. *Salário Mínimo: Instrumento de combate à desigualdade*. São Paulo: DIEESE, 2010.

DINARDO, J. et al. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, v. 64, n. 5, p. 1001–1044, 1996.

DOLADO, J. et al. The Role of the Minimum Wage in the Welfare State: An Appraisal. IZA Textos para discussão, 2000.

FAIRRISS, D. et al. Minimum Wages and the Wage Structure in Mexico. *Review of Social Economy*, v. 66, n. 2, p. 181–208, 2008.

FAJNZYLBBER, P. *Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution: Evidence from Brazil's Formal and Informal Sectors*. Belo Horizonte: Texto para discussão UFMG/CEDEPLAR, 2001.

FELICIANO, Z. M. Does the minimum wage affect employment in Mexico? *Eastern Economic Journal*, v. 24, n. 2, p. 165–180, 1998.

FREEMAN, R. The minimum wage as a redistributive tool. *The Economic Journal*, v. 106, n. 436, p. 639–649, 1996.

GASQUES, J. G. et al. Crescimento da agricultura e produtividade da mão-de-obra no Brasil. In BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. *Emprego e trabalho na agricultura brasileira*. IICA (Série Desenvolvimento Rural Sustentável v. 9), Brasília, 2009.

GIAMBIAGI, F; FRANCO, S. Esgotamento do papel do salário mínimo como mecanismo de combate à pobreza extrema. IPEA, Rio de Janeiro, Texto para discussão, 1290, 2007.

GRAZIANO DA SILVA, J. Os trabalhadores temporários na agricultura em 1980. *Reforma Agrária: Associação Brasileira de Reforma Agrária – ABRA*, ano 15, n.4, p. 76-77, jan/mar. 1986.

HAO, L.; NAIMAN, D. Q. *Quantile Regression*. Thousand Oaks, CA. Sage, 2007.

HERR, H. et al. *The theoretical debate about minimum wages*. Texto para discussão n. 6, Global Labour University (GLU), Belim, 2009.

HOFFMANN, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresa*. Rio de Janeiro, out./dez. de 1973.

HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. 1. ed. São Paulo: EDUSP, 1998a.

HOFFMANN, 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, 1998b.

HOFFMANN, R. *Análise de regressão: uma introdução à econometria*. São Paulo, Hucitec, 4ª ed. 2006.

- HOFFMANN, R. Desigualdade e polarização entre empregados na agricultura brasileira: 1992-2007. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 2 (36), p. 417-428, 2009.
- HOFFMANN, R.; DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresa*. Rio de Janeiro, abr./jun., 1972.
- HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: 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. Evolução da remuneração das pessoas empregadas na cana-de-açúcar e em outras lavouras, no Brasil e em São Paulo. In: XLVI Congresso Da Sociedade Brasileira de Economia, Administração E Sociologia Rural, *SOBER Anais...* Rio Branco, AC, 2008.
- HOFFMANN, R.; NEY, M. G. *Estrutura fundiária e propriedade agrícola no Brasil*. 1. ed. ed. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário, 2010. p. 108
- HOFFMANN, R.; OLIVEIRA, R. B. The Evolution of Income Distribution in Brazil: Different Characteristics of the Agricultural Sector. In: *Sixth International Conference on Agricultural Statistics. Anais...* Rio de Janeiro, 2013.
- IBGE, PNAD 2012. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Notas metodológicas, Pesquisa Básica, Rio de Janeiro, IBGE 2013.
- IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Carga horária de trabalho: evolução e principais mudanças no Brasil. *Comunicado da Presidência n.24*. Brasília: IPEA, jul. 2009.
- KAITZ, H. Experience of the past: the National Minimum. In: *Youth Unemployment and Minimum Wages*. Departamento de Trabalho os EUA, Boletim n. 1657, 1970.
- KOENKER, R. *Quantile Regression*. 1. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. p. 366
- KOENKER, R.; HALLOCK, K. F. Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 143–156, 2001.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.
- KREIN, J. D.; STRAVINSKI, B. A regulação do mercado de trabalho no campo. In BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. *Emprego e trabalho na agricultura brasileira*. IICA (Série Desenvolvimento Rural Sustentável v. 9), Brasília, 2009.
- LEMOS, S. Minimum wage effects in a developing country. *Labour Economics*, v. 16, n. 2, p. 224–237, 2009.

MACHIN, S.; MANNING, A. Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion and Employment: Evidence from the UK Wages Councils, *The Industrial and Labor Relations Review.*, v. 47, n. 2, p. 319–329, 1994.

MACHIN, S. et al. Where the minimum wage bites hard: Introduction of minimum wages to a low wage sector. *Journal of the European Economics Association*, v.1, n.1, 2003, p 154–180.

MALONEY, W.; MENDEZ, J. Measuring the impact of minimum wages. Evidence from Latin America. In: *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*. University of Chicago Press, 2004. p. 109-130.

MENEZES-FILHO, N. A; RODRIGUES, E. A. de S. Salário Mínimo e Desigualdade no Brasil entre 1981-1999 : Uma abordagem semi paramétrica. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, n. 2, p. 277–298, 2009.

NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. A. Os efeitos distributivos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2008: enfoque a partir de distribuições contrafactuais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 40, n. 3, 2010.

NEY, M. G. *Educação e desigualdade de renda no meio rural brasileiro*. Tese (Doutorado). Campina, Instituto de Economia, UNICAMP, 2009.

NERI, M. et al. Salário Mínimo, “Efeito-Farol” e Pobreza. *Revista de Economia Política*, v. 21, n. 2 (82), p. 78–90, 2001.

NEUMARK, D; WASCHER, W. The effect of New Jersey's minimum wage increase on fast-food employment: a re-evaluation using payroll records. *National Bureau of Economic Research, Texto para discussão n. 5224*, 1995.

OLIVEIRA, F. C. R. *Ocupação, emprego e remuneração na cana-de-açúcar e em outras atividades agropecuárias no Brasil, de 1992 a 2007*. Dissertação (Mestrado). Piracicaba, USP/ESALQ, 2009.

OLIVEIRA, R. B. de. *Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008*. Dissertação (Mestrado). Campinas, Insituto de Economia, UNICAMP, 2010.

OLIVEIRA, R. B.; HOFFMANN, R. Desigualdade de Rendimentos entre os Empregados da Agricultura Brasileira de 1992 a 2009 : O Efeito do Salário Mínimo. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, n. 1, p. 125–144, 2013.

PARZEN, E. On estimation of a probability density function and mode. *The annals of mathematical statistics*, v. 33, n. 3, 1962.

- 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.
- PRADO JR, C. O estatuto do trabalhador rural. In SANTOS, R. (org). *Dissertações sobre a Revolução Brasileira*. São Paulo: Ed. Brasiliense, Fundação Astrojildo Pereira, 2007.
- RAMOS, L. Evolução e realocação espacial do emprego formal – 1995-2005. *Econômica*, v. 9, n. 1, p. 89–112, 2007.
- RAMOS, L.; REIS, J. G. A. Salário Mínimo, distribuição de renda e pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 1, p. 99–114, 1995.
- ROCHA, M et al. A evolução das desigualdades por categorias de escolaridade entre 1996 e 2004: uma análise com regressões quantílicas. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 14, n. 1, p. 141–166, 2010.
- ROSENBLATT, M. Remarks on some nonparametric estimates of a density function. *The Annals of Mathematical Statistics*, v. 27, n. 3, 1956.
- SABÓIA, J. Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005 - resultados de simulações. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 2, p. 270-295, 2007.
- SABÓIA, J. Perfil da População Remunerada pelo Salário Mínimo no Mercado de Trabalho no Brasil - 1997/2007. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 51-77, 2009.
- SMITH, A. *A riqueza das nações v. 1*. São Paulo: Editora Nova Cultural, 1996. p. 471
- SOARES, S. O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho. IPEA, *Texto para discussão n. 873*, 2002.
- SOUZA, P. R.; BALTAR, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 9, n. 3, p. 629–660, 1979.
- STADUTO, J. et al. Avaliação do diferencial de salários na agropecuária brasileira: período de 1966 a 2002. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, p. 267–295, 2004.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2ª Edição ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2010. p. 1096

APÊNDICE ESTATÍSTICO

Tabela A1. Evolução dos ocupados no setor agrícola segundo a posição na ocupação, Brasil, 1995 a 2012.

ano	Empregados com carteira	Funcionários Públicos	Empregados sem carteira	Trabalhadores por conta-própria	Empregadores	Trab. Na produção para o próprio consumo	Não Remunerados	Total
1995	1.296.803	-	3.422.787	4.352.334	509.826	1.143.287	4.669.777	15.394.814
1996	1.309.036	-	3.145.855	4.064.543	403.294	1.143.272	4.226.172	14.292.172
1997	1.269.290	-	3.127.682	4.284.340	454.382	1.035.386	4.136.634	14.307.714
1998	1.156.719	-	2.996.283	4.226.711	445.572	1.130.044	3.972.295	13.927.624
1999	1.342.871	-	3.118.051	4.493.523	461.301	1.159.951	4.408.217	14.983.914
2001	1.208.145	-	3.005.171	3.974.882	460.979	1.235.776	3.415.597	13.300.550
2002	1.314.626	1.211	3.102.994	4.086.160	409.963	1.177.083	3.562.422	13.654.459
2003	1.368.200	981	3.154.343	4.125.653	451.981	1.436.839	3.426.285	13.964.282
2004	1.514.576	-	3.148.647	4.066.752	493.066	1.410.178	3.325.652	13.958.871
2005	1.537.996	-	3.141.958	3.952.894	488.601	1.616.937	3.185.356	13.923.742
2006	1.546.765	-	2.960.767	3.862.777	467.468	1.713.057	2.779.068	13.329.902
2007	1.622.864	-	2.848.753	3.552.103	374.582	1.932.275	2.583.216	12.913.793
2008	1.782.835	-	2.711.685	3.515.369	418.078	2.058.821	2.118.127	12.604.915
2009	1.647.071	-	2.865.274	3.516.726	379.415	2.024.571	2.080.555	12.513.612
2011	1.600.176	227	2.284.240	3.570.154	313.031	2.287.947	1.429.477	11.485.252
2012	1.608.823	-	2.254.584	3.263.755	275.723	2.069.625	1.201.479	10.673.989

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Nota: Excluídas as áreas rurais da antiga região Norte.

Tabela A2. Evolução do salário mínimo nominal, do deflator com base no INPC e do salário mínimo real, Brasil, 1995 a 2012.

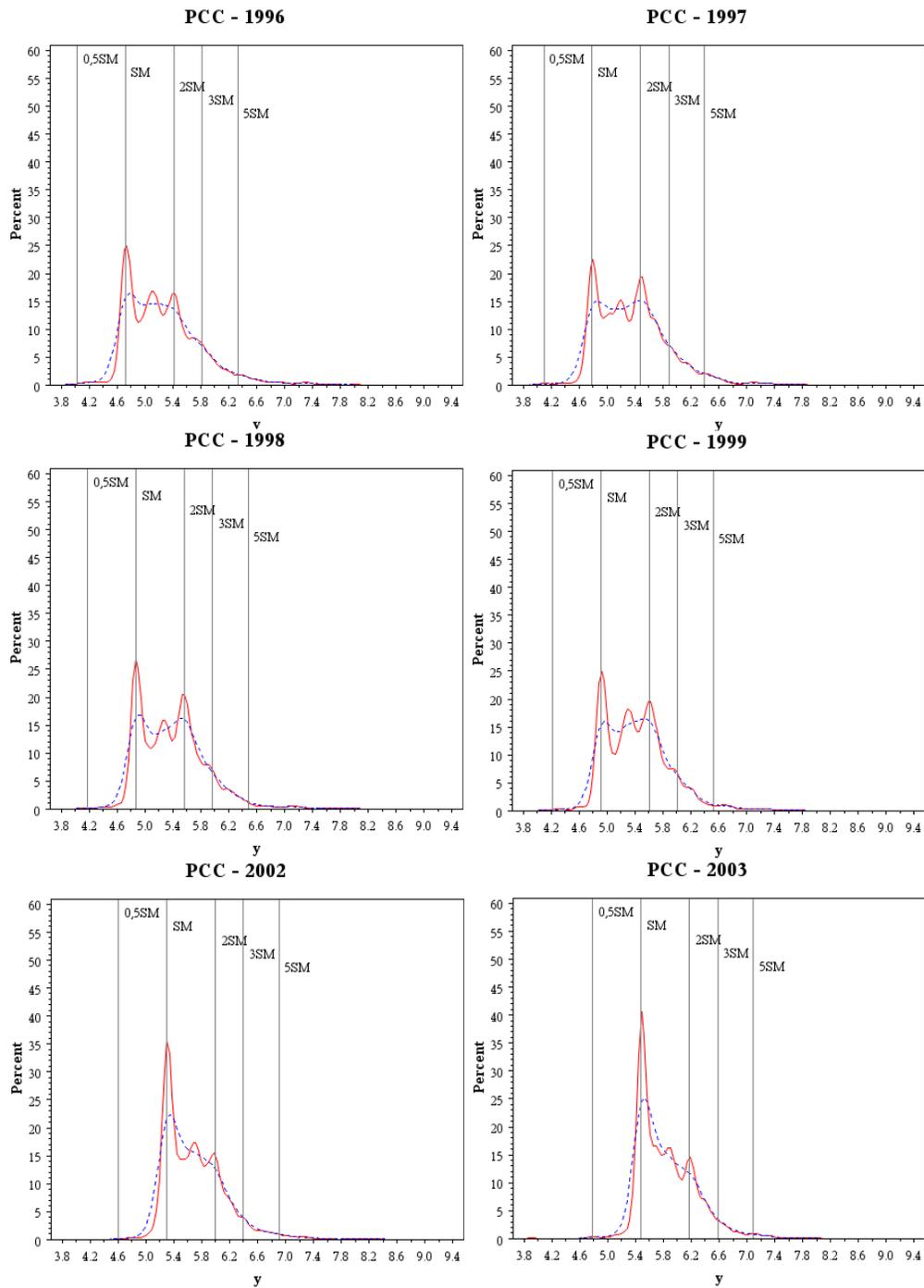
Ano	Valor Nominal do SM	Deflator INPC*	SM em reais de set./out. de 2012
1995	100,0	3,025	302,5
1996	112,0	2,691	301,4
1997	120,0	2,579	309,5
1998	130,0	2,502	325,3
1999	136,0	2,351	319,7
2001	180,0	2,047	368,5
2002	200,0	1,863	372,5
2003	240,0	1,594	382,6
2004	260,0	1,506	391,6
2005	300,0	1,432	429,5
2006	350,0	1,393	487,5
2007	380,0	1,329	504,8
2008	415,0	1,240	514,5
2009	465,0	1,189	552,7
2011	545,0	1,058	576,5
2012	622,0	1,000	622,0

Fonte: Dados do INPC obtidos no IBGE, em:

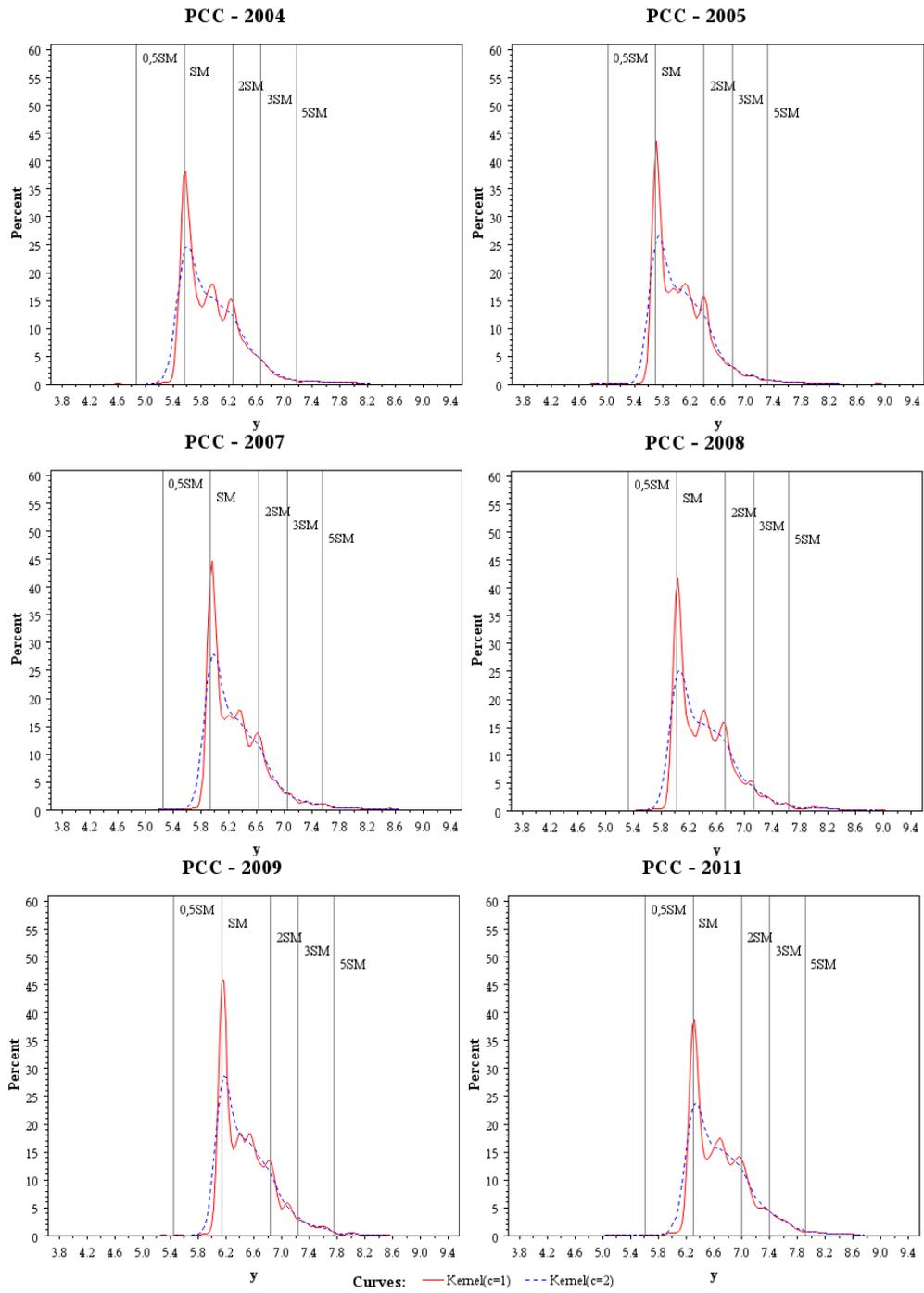
<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=1736&z=t&o=3>

* Valor do deflator calculado seguindo as sugestões de Coseuil e Foguel (2002).

Figura A1. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados permanentes com carteira no setor agrícola, Brasil, 1996 a 2011.



(cont. figura A1)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Tabela A3. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para os empregados permanentes com carteira no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012, dados empilhados, com tendência.

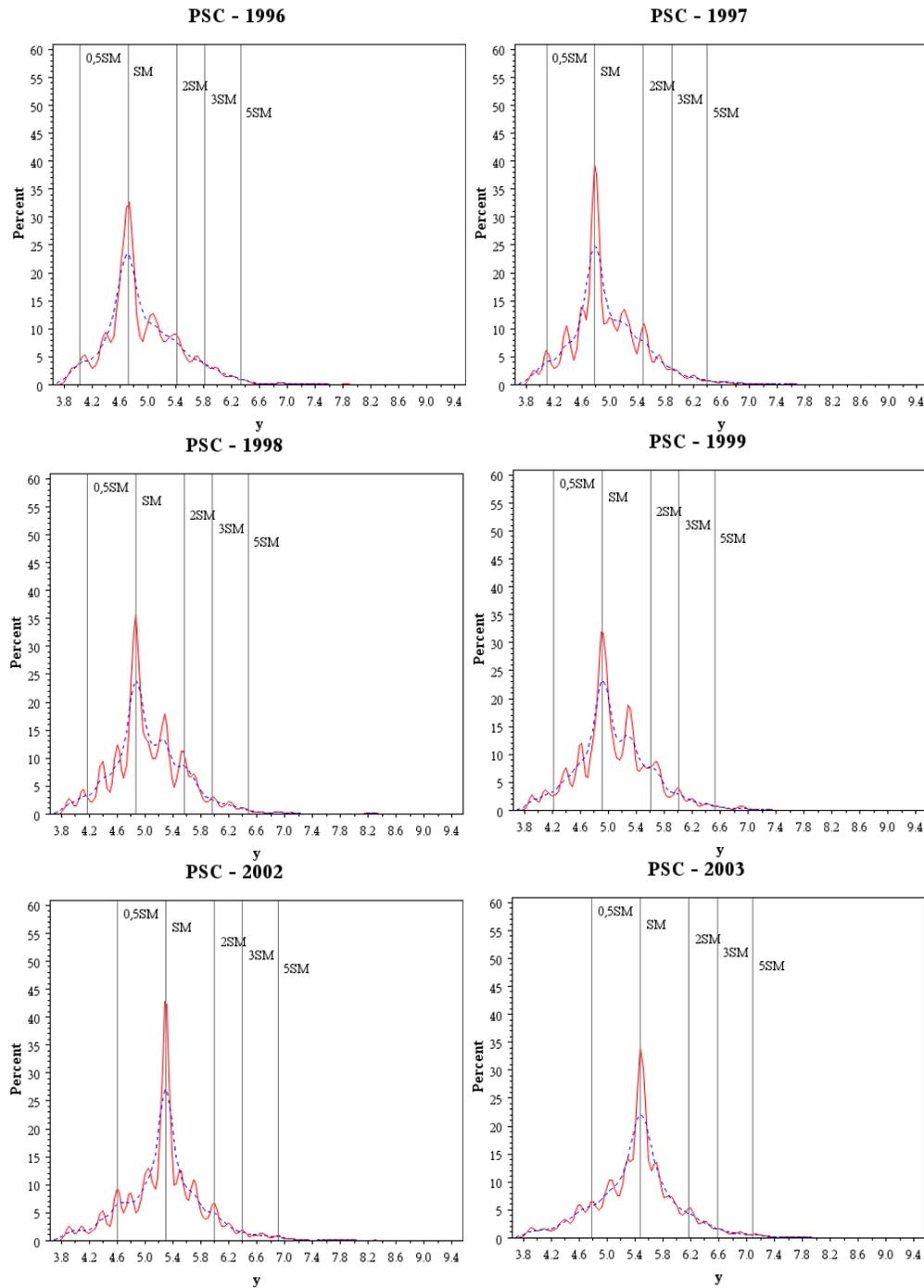
Variáveis	MQ	Regressões quantílicas				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	3,9901***	4,9561***	4,5361***	3,9957***	3,8867***	3,6420***
Mulheres	-0,1948***	-0,0435***	-0,1116***	-0,1657***	-0,2026***	-0,2567***
Idade	0,2576***	0,0331***	0,1102***	0,2165***	0,2780***	0,3600***
Idade ²	-0,0285***	-0,0041***	-0,0135***	-0,0252***	-0,0304***	-0,0376***
Esc<10	0,0329***	0,0031***	0,0114***	0,0235***	0,0377***	0,0537***
Esc≥10	0,0946***	0,0247***	0,0515***	0,1097***	0,1444***	0,1540***
Cor: Preta	-0,0983***	-0,0084	-0,0401***	-0,0873***	-0,0979***	-0,1232***
Amarela	0,2043***	0,0184	0,0675	0,0798	0,2328***	0,2133**
Parda	-0,0662***	-0,0061*	-0,0235***	-0,0569***	-0,0625***	-0,0933***
Indígena	-0,1733***	-0,0271	-0,1079*	-0,1392**	-0,1936**	-0,2026
Log(horas trab.)	0,2314***	0,0309***	0,1087***	0,2289***	0,2823***	0,3523***
Chefe da Fam.	0,1096***	0,0188***	0,0550***	0,0966***	0,1142***	0,1244***
GR: Norte	0,2082***	0,0100	0,0414**	0,2345***	0,3179***	0,3323***
São Paulo	0,2748***	0,0653***	0,2240***	0,3288***	0,3489***	0,3248***
MG+ES+RJ	0,0838***	0,0070	0,0237***	0,0966***	0,1453***	0,1150***
Sul	0,1791***	0,0207***	0,1334***	0,2371***	0,2538***	0,2155***
C. Oeste	0,3871***	0,0793***	0,3309***	0,4510***	0,4707***	0,4561***
Domicílio Rural	-0,0685***	-0,0086***	-0,0268***	-0,0512***	-0,0775***	-0,1061***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,2262***	0,1593***	0,1904***	0,2380***	0,2476***	0,2966***
Tempo	-0,1656***	0,1314***	0,0187	-0,1669***	-0,2471***	-0,3718***
Amostra	35215	35215	35215	35215	35215	35215
R ²	0,4133					
Teste F	1305					

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

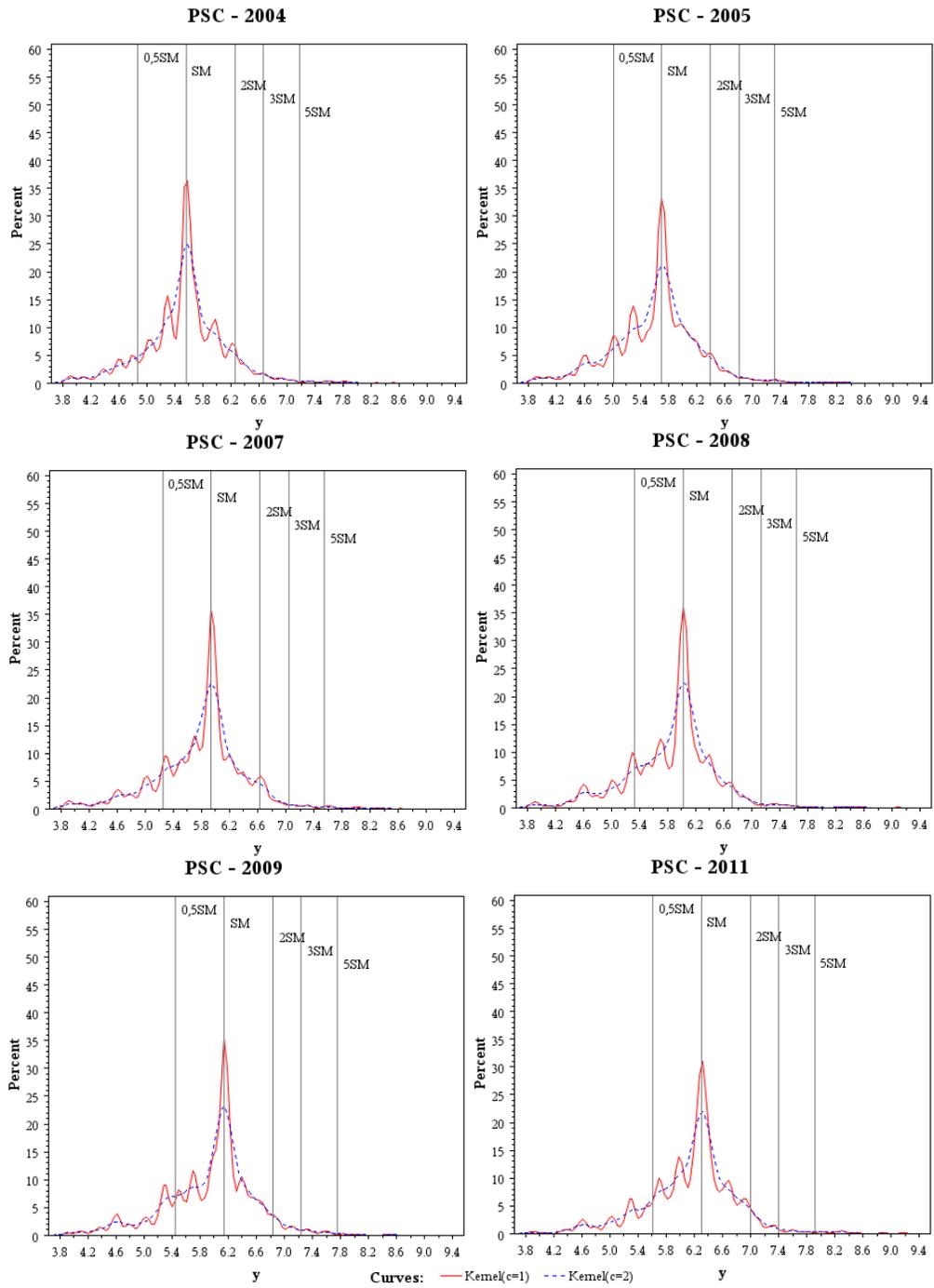
¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1460; 0,2224; 0,1986; 0,1586; 0,1305 e 0,1155.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Figura A2. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados permanentes sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1996 a 2011.



(cont. figura A2)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Tabela A4. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para os empregados permanentes sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012, dados empilhados, com tendência.

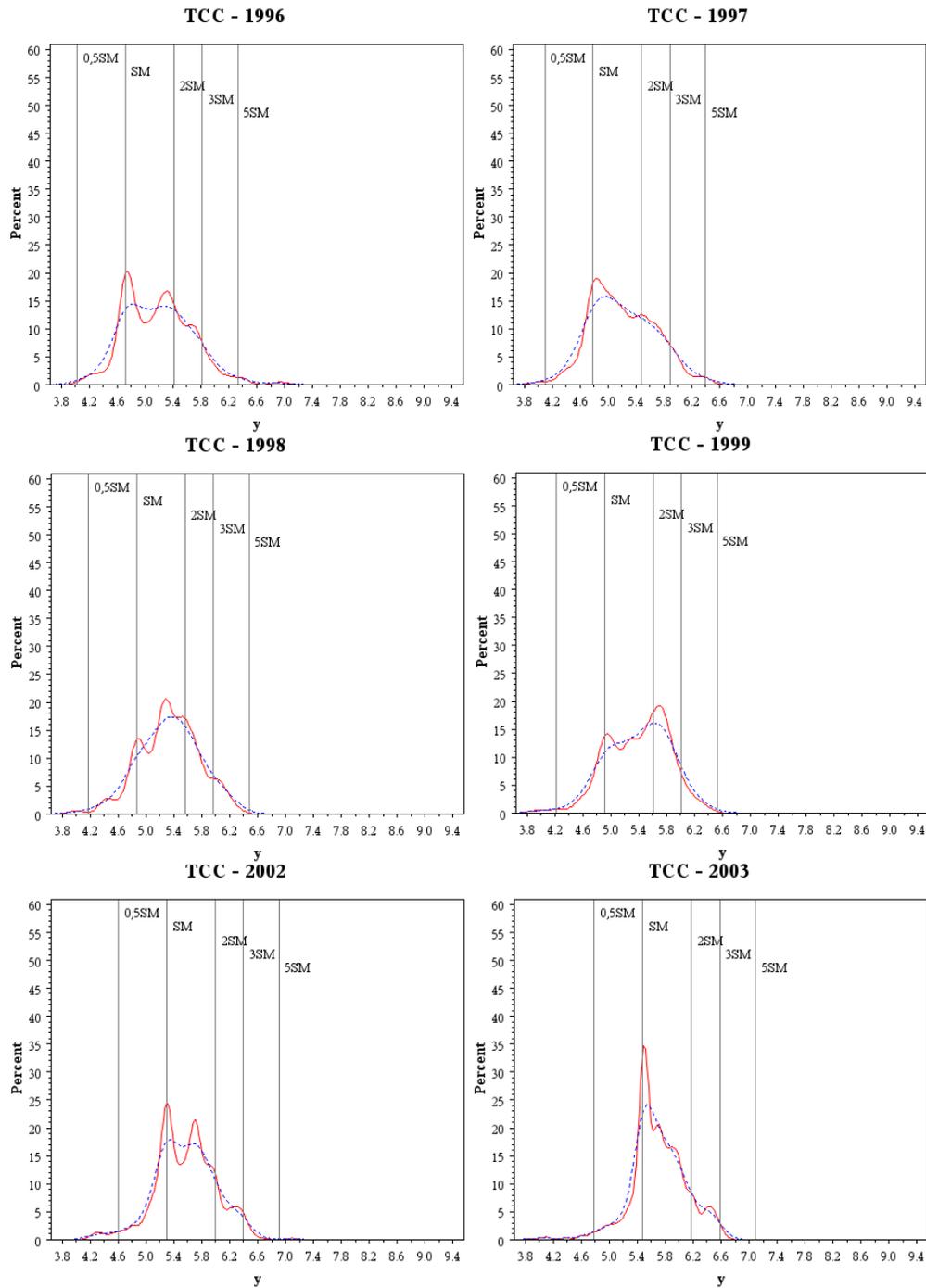
Variáveis	MQ	Regressões quantílicas				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	1,9402***	0,7175***	1,6012***	2,3033***	2,8049***	3,1249***
Mulheres	-0,1773***	-0,2650***	-0,1975***	-0,1332***	-0,1531***	-0,1811***
Idade	0,3244***	0,4406***	0,3212***	0,2464***	0,2278***	0,3033***
Idade2	-0,0364***	-0,0528***	-0,0381***	-0,0282***	-0,0249***	-0,0320***
Esc<10	0,0324***	0,0304***	0,0234***	0,0230***	0,0279***	0,0432***
Esc≥10	0,1299***	0,0368***	0,0873***	0,1273***	0,1875***	0,1965***
Cor: Preta	-0,0623***	-0,0228	-0,0236*	-0,0420***	-0,0641***	-0,1203***
Amarela	0,2283***	0,1464	0,0917	0,1282**	0,2629***	0,1573
Parda	-0,0607***	-0,0354**	-0,0392***	-0,0511***	-0,0667***	-0,1011***
Indígena	-0,0216	0,0862	-0,0426	-0,0243	-0,0585	-0,1436
Log(horas trab.)	0,6463***	0,7824***	0,6807***	0,6014***	0,5333***	0,4763***
Chefe da Fam.	0,1304***	0,1502***	0,1316***	0,1137***	0,1130***	0,1259***
GR: Norte	0,3143***	0,2723***	0,2732***	0,2471***	0,3000***	0,3953***
São Paulo	0,4918***	0,5686***	0,4698***	0,4297***	0,4482***	0,5193***
MG+ES+RJ	0,2201***	0,2789***	0,2414***	0,1880***	0,1780***	0,2251***
Sul	0,3361***	0,3424***	0,3170***	0,2868***	0,3142***	0,3642***
C. Oeste	0,4738***	0,5238***	0,4354***	0,4059***	0,4522***	0,4948***
Domicílio Rural	-0,0670***	-0,0271**	-0,0462***	-0,0608***	-0,0795***	-0,0961***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,2023***	0,1413***	0,1777***	0,1915***	0,2177***	0,2461***
Tempo	-0,1755***	-0,0918*	-0,1003***	-0,0988***	-0,1561***	-0,2811***
Amostra	40617	40617	40617	40617	40617	40617
R ²	0,3617					
Teste F	1211					

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

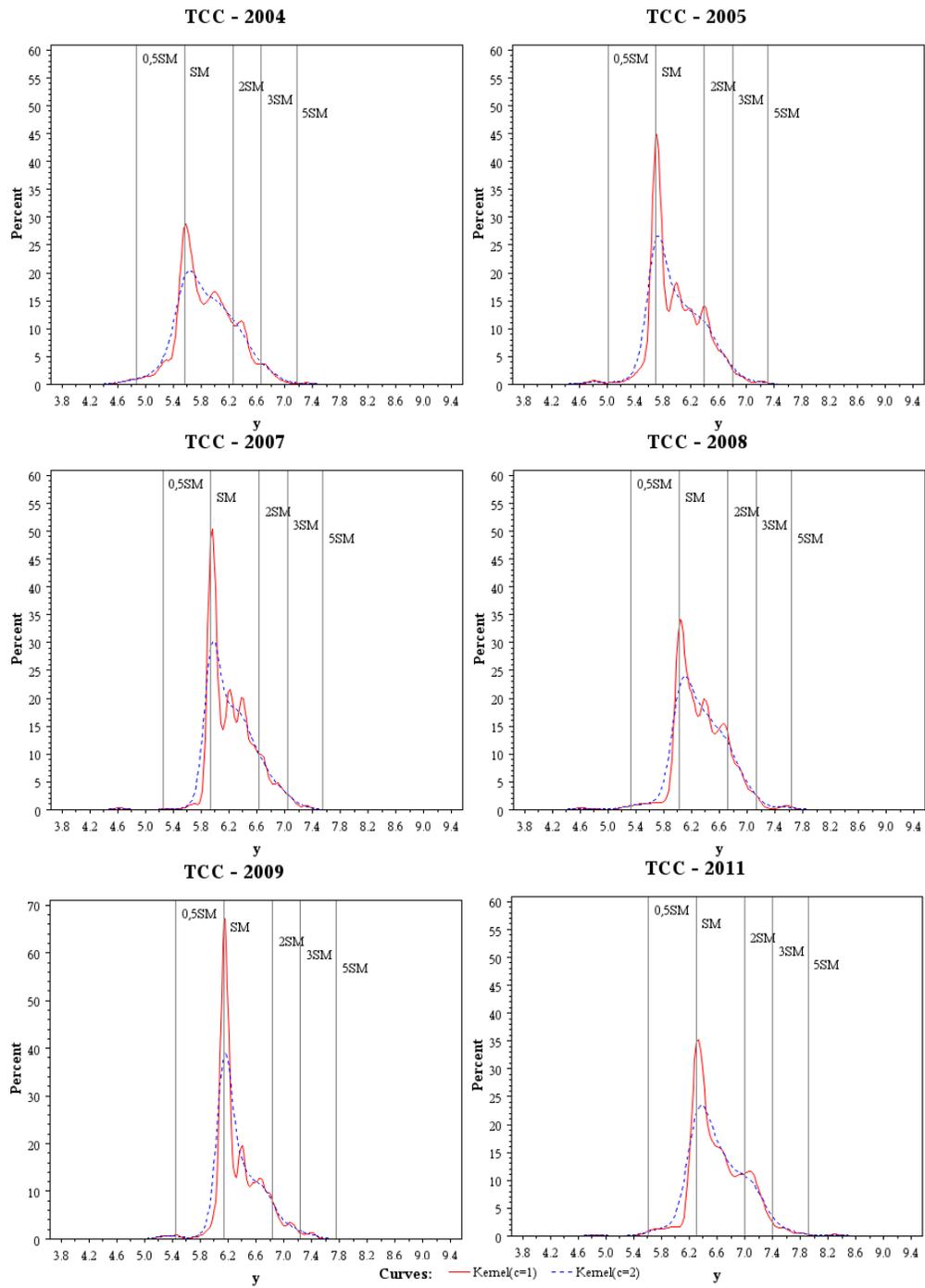
¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1153; 0,0943; 0,1275; 0,1424; 0,1407 e 0,1074.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Figura A3. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados temporários com carteira no setor agrícola, Brasil, 1996 a 2011.



(cont. figura A3)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Tabela A5. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para os empregados temporários com carteira no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012, dados empilhados, com tendência.

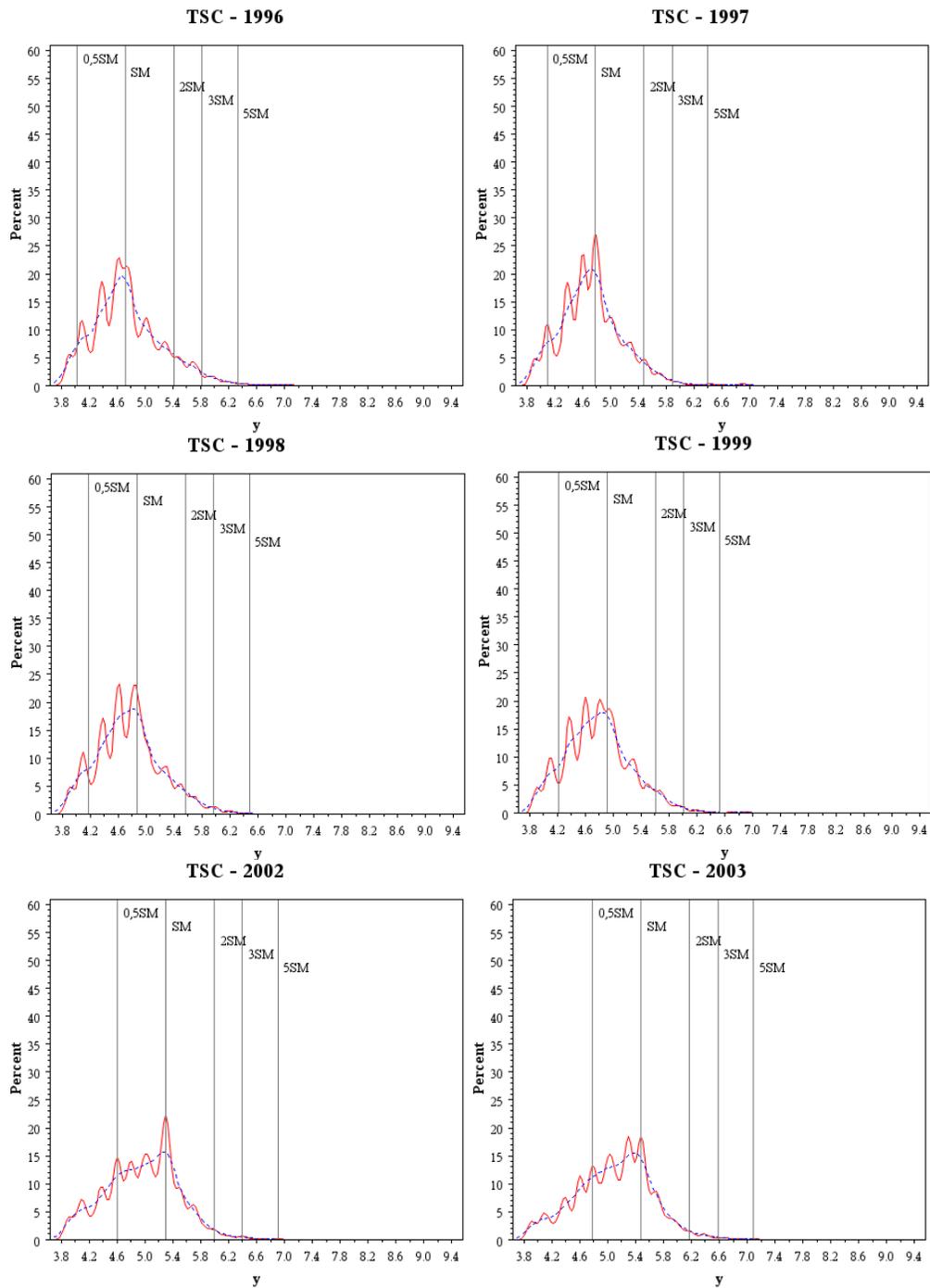
Variáveis	MQ	Regressões quantílicas				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	3,3821***	3,8239***	4,3176***	3,5080***	3,4647***	4,0581***
Mulheres	-0,2059***	-0,1252***	-0,1159***	-0,1708***	-0,2293***	-0,2791***
Idade	0,2306***	0,1587***	0,1190***	0,2114***	0,2136***	0,1551***
Idade ²	-0,0314***	-0,0219***	-0,0168***	-0,0288***	-0,0303***	-0,0223***
Esc<10	0,0154***	0,0110***	0,0063***	0,0135***	0,0156***	0,0111***
Esc≥10	-0,0414***	-0,0443*	-0,0143	-0,0394**	-0,0349*	-0,0382
Cor: Preta	-0,0307**	-0,0338	-0,0108	-0,0146	-0,0170	-0,0305
Amarela	-0,0591	-0,2147	-0,4327**	-0,0959	0,3808	0,1671
Parda	-0,0173*	-0,0200	-0,0064	-0,0017	-0,0008	-0,0171
Indígena	-0,0676	0,1005	0,0377	-0,1120	-0,1150	-0,2781
Log(horas trab.)	0,3575***	0,1972***	0,1503***	0,3294***	0,3994***	0,3648***
Chefe da Fam.	0,0616***	0,0368**	0,0258**	0,0563***	0,0674***	0,0604***
GR: Norte	0,0958*	0,0335	0,0211	0,1595***	0,1963***	0,1382
São Paulo	0,3463***	0,1391***	0,2262***	0,4041***	0,4414***	0,3662***
MG+ES+RJ	0,1992***	0,0577***	0,0822***	0,2297***	0,2862***	0,2498***
Sul	0,0275	-0,1461***	0,0012	0,0898***	0,1273***	0,0843*
C. Oeste	0,3024***	0,1087***	0,1822***	0,3470***	0,3678***	0,3571***
Domicílio Rural	0,0530***	0,0174	0,0082	0,0254**	0,0721***	0,0901***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,3319***	0,2605***	0,2122***	0,3220***	0,3267***	0,3444***
Tempo	-0,3190***	-0,0464	0,0066	-0,3183***	-0,3530***	-0,4366***
Amostra	6527	6527	6527	6527	6527	6527
R ²	0,3343	-	-	-	-	-
Teste F	172	-	-	-	-	-

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

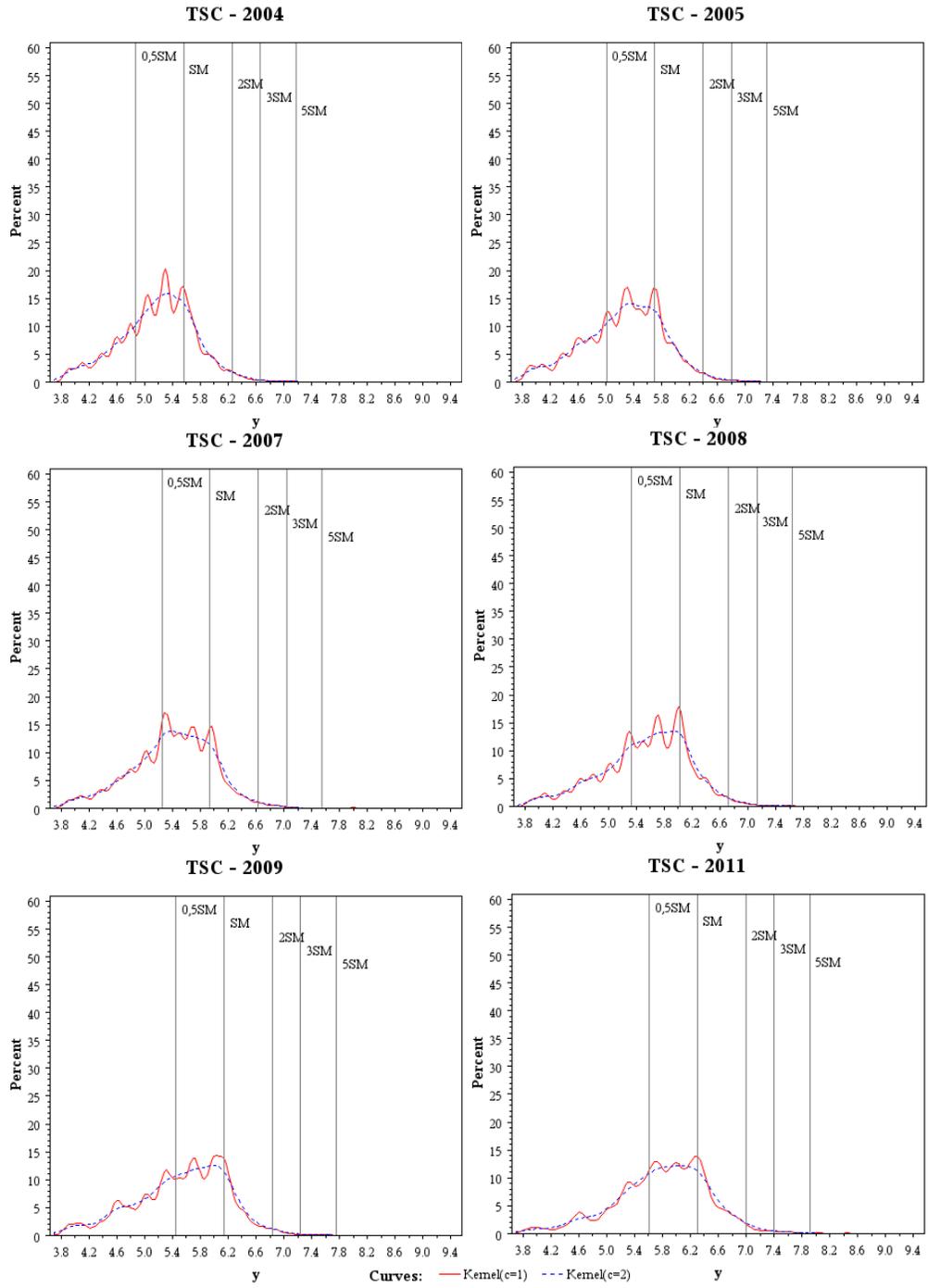
¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1817; 0,2414; 0,2154; 0,1791; 0,1633 e 0,1409.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Figura A4. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos empregados temporários sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1996 a 2011.



(cont. figura A4)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Tabela A6. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para os empregados temporários sem carteira no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012, dados empilhados, com tendência.

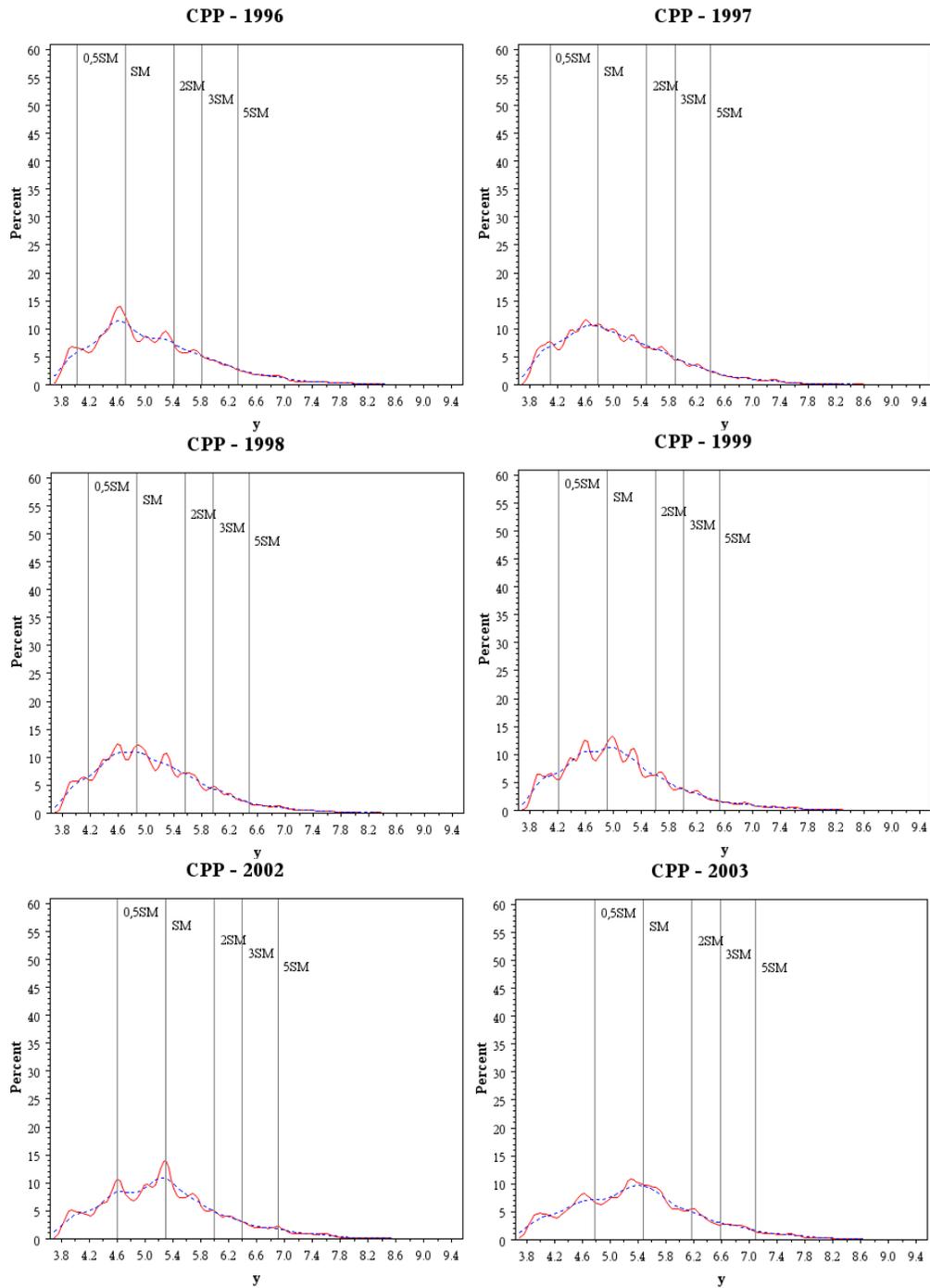
Variáveis	MQ	Regressões quantílicas				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	1,0814***	-0,1586	0,7595***	1,3119***	1,6219***	1,9298***
Mulheres	-0,1547***	-0,2387***	-0,1854***	-0,1300***	-0,0929***	-0,0954***
Idade	0,2538***	0,3966***	0,3072***	0,2019***	0,1727***	0,1809***
Idade2	-0,0295***	-0,0471***	-0,0360***	-0,0233***	-0,0204***	-0,0210***
Esc<10	0,0193***	0,0261***	0,0198***	0,0168***	0,0148***	0,0181***
Esc≥10	-0,008	-0,0253	-0,0059	-0,0154	-0,0269***	-0,0227*
Cor: Preta	-0,0373***	-0,0522**	-0,0405***	-0,0254***	-0,0437***	-0,0469***
Amarela	-0,0541	-0,3864**	-0,091	-0,0135	0,0034	0,0177
Parda	-0,0488***	-0,0651***	-0,0394***	-0,0376***	-0,0565***	-0,0595***
Indígena	-0,0233	-0,0608	-0,0242	-0,0534	-0,0774*	0,0562
Log(horas trab.)	0,8269***	0,9025***	0,8484***	0,8236***	0,8065***	0,7619***
Chefe da Fam.	0,0700***	0,1048***	0,0722***	0,0540***	0,0581***	0,0653***
GR: Norte	0,3176***	0,3253***	0,2791***	0,2715***	0,2859***	0,3710***
São Paulo	0,5190***	0,5604***	0,5269***	0,4755***	0,4773***	0,5106***
MG+ES+RJ	0,3045***	0,3507***	0,2836***	0,2689***	0,2602***	0,2954***
Sul	0,3050***	0,2955***	0,2642***	0,2798***	0,2905***	0,3515***
C. Oeste	0,4297***	0,4550***	0,3659***	0,3581***	0,3996***	0,4951***
Domicílio Rural	-0,0677***	-0,0393***	-0,0566***	-0,0727***	-0,0843***	-0,1005***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,3242***	0,3821***	0,2842***	0,2770***	0,3075***	0,3517***
Tempo	-0,4003***	-0,5868***	-0,3531***	-0,2739***	-0,3073***	-0,4119***
Amostra	52.709	52.709	52.709	52.709	52.709	52.709
R ²	0,3676	-	-	-	-	-
Teste F	1612	-	-	-	-	-

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

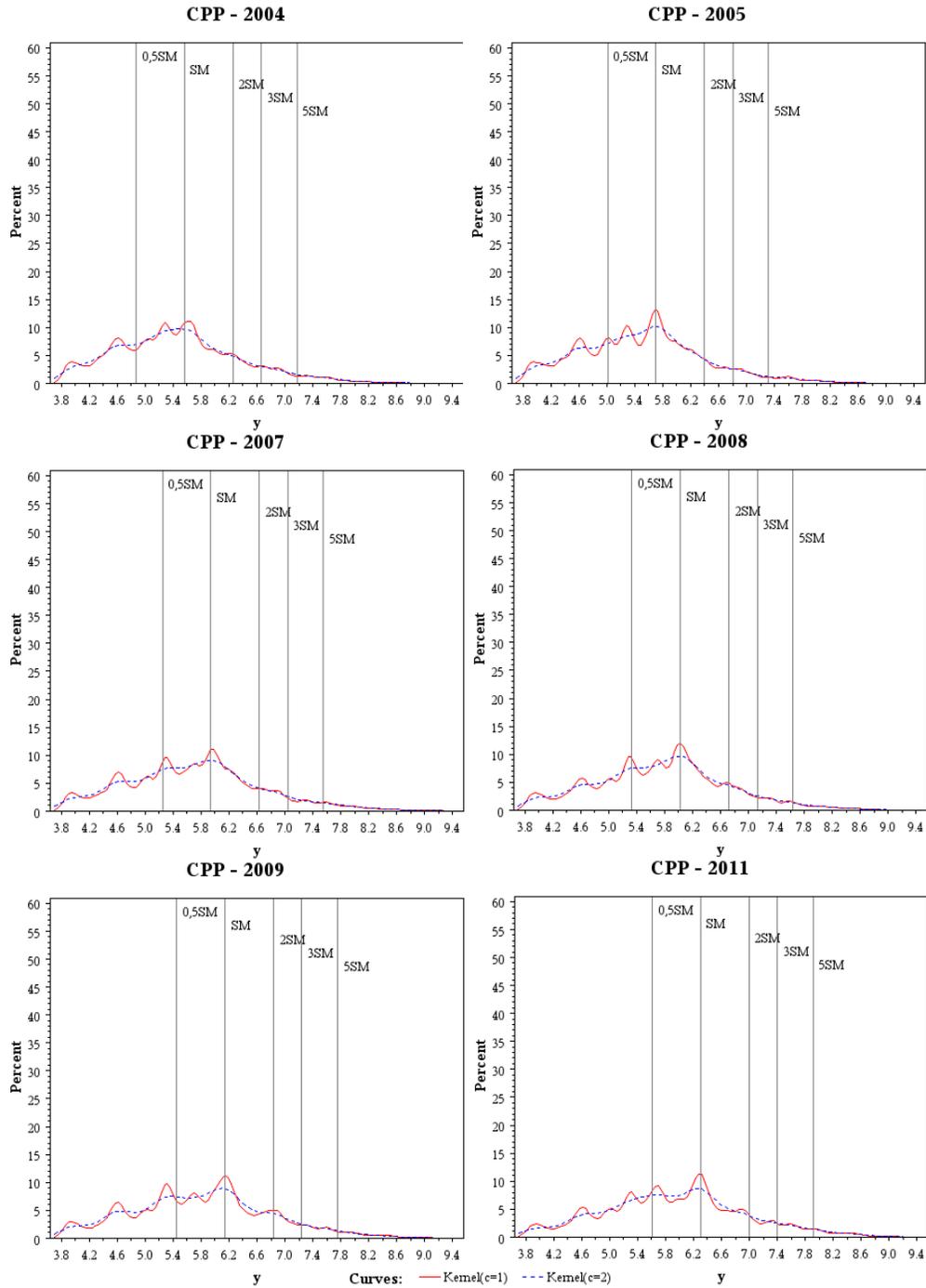
¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,1281; 0,0937; 0,1093; 0,1434; 0,1562 e 0,1499.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Figura A5. Curvas de densidades de *kernel* para o rendimento do trabalho principal dos trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1996 a 2011.



(cont. figura A5)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.

Tabela A7. Coeficientes das regressões por mínimos quadrados (MQ) e quantílicas para os trabalhadores por conta própria no setor agrícola, Brasil, 1995 a 2012, dados empilhados, com tendência.

Variáveis	MQ	Regressões quantílicas				
		p10	p25	p50	p75	p90
Constante	1,7954***	0,1909**	1,0349***	1,8572***	2,5719***	3,2251***
Mulheres	-0,3226***	-0,3085***	-0,3253***	-0,3358***	-0,3257***	-0,3141***
Idade	0,3105***	0,3164***	0,2955***	0,2969***	0,3095***	0,3062***
Idade2	-0,0276***	-0,0304***	-0,0282***	-0,0274***	-0,0267***	-0,0238***
Esc<10	0,0673***	0,0637***	0,0624***	0,0602***	0,0645***	0,0753***
Esc≥10	-0,0048	-0,0243**	-0,0215***	0,0107*	0,0285***	0,0204**
Cor: Preta	-0,1520***	-0,1426***	-0,1168***	-0,1271***	-0,1734***	-0,2216***
Amarela	0,2789***	0,2081**	0,1598***	0,2206***	0,2584***	0,4155***
Parda	-0,1684***	-0,1531***	-0,1353***	-0,1457***	-0,1770***	-0,2202***
Indígena	-0,2147***	-0,1214	-0,1211*	-0,1483***	-0,3216***	-0,3776***
Log(horas trab.)	0,6171***	0,7810***	0,7069***	0,6241***	0,5423***	0,4679***
Chefe da Fam.	0,1379***	0,0781***	0,1277***	0,1402***	0,1574***	0,1739***
GR: Norte	0,5272***	0,6852***	0,5483***	0,4535***	0,4193***	0,4534***
São Paulo	0,9128***	1,0825***	0,9259***	0,8234***	0,8540***	0,9075***
MG+ES+RJ	0,5134***	0,6459***	0,5424***	0,4564***	0,4331***	0,4941***
Sul	0,6602***	0,6902***	0,6236***	0,5983***	0,6557***	0,7521***
C. Oeste	0,7190***	0,8755***	0,7207***	0,6213***	0,6164***	0,6945***
Domicílio Rural	-0,0613***	-0,0073	-0,0638***	-0,0790***	-0,0803***	-0,0958***
Sal. Mín. Real/100 ¹	0,2516***	0,2288***	0,2400***	0,2477***	0,2576***	0,2993***
Tempo	-0,4509***	-0,4482***	-0,4150***	-0,4001***	-0,4189***	-0,5379***
Amostra	113.050	113.050	113.050	113.050	113.050	113.050
R ²	0,3378	-	-	-	-	-
Teste F	3034	-	-	-	-	-

Nota: ***, **, * indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹Os valores dos coeficientes do SM sem a variável de tendência foram, na mesma sequência da tabela: 0,0291; 0,0040ns; 0,0352; 0,0506; 0,0495 e 0,0295.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE, vários anos.