



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL**

JOYCIANE COELHO VASCONCELOS

ENSAIOS SOBRE DESIGUALDADE DE RENDA E EDUCAÇÃO NO BRASIL

**FORTALEZA
2015**

JOYCIANE COELHO VASCONCELOS

ENSAIOS SOBRE DESIGUALDADE DE RENDA E EDUCAÇÃO NO BRASIL

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Desigualdade de renda.

Orientador: Prof. Dr. Jair Andrade Araujo

FORTALEZA
2015

Dados Internacionais de Catalogação na
Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós-Graduação em Economia Agrícola

V451e Vasconcelos, Jocyane Coelho

Ensaio sobre desigualdade de renda e educação no Brasil./ Jocyane Coelho Vasconcelos.
- 2015.

106 f.: il. color., enc.; 30 cm

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias,
Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural.
Fortaleza, 2015.

Área de Concentração: Desigualdade de renda
Orientação: Prof. Dr. Jair Andrade Araújo

1. Desigualdade. 2. Educação. 3. Mercado de trabalho. I. Título.

CDD: 330

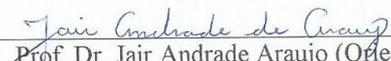
JOYCIANE COELHO VASCONCELOS

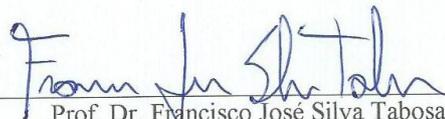
ENSAIOS SOBRE DESIGUALDADE DE RENDA E EDUCAÇÃO NO BRASIL

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Desigualdade de renda.

Aprovada em 28/01/2015

BANCA EXAMINADORA


Prof. Dr. Jair Andrade Araujo (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)


Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa
Universidade Federal do Ceará (UFC)


Prof. Dr. Leonardo Andrade Rocha
Universidade Federal Rural do Semi-árido (UFERSA)

À Deus.

Aos meus pais, Messias *in memoriam* e Rosângela.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aquele, que me permitiu tudo isso, ao longo de toda a minha vida e, não somente nestes anos, é a Ele que dirijo minha maior gratidão. Deus, mais do que me criar, deu propósito à minha vida. Vem dele tudo o que sou e o que tenho e o que espero. Ele é o maior mestre que uma pessoa pode conhecer e reconhecer.

Meu maior agradecimento vai a minha família, o amor que nos une e promove a estabilidade em nossas relações é o que mais valorizo no mundo. São eles co-responsáveis por todos os sucessos que obtive e, também, daqueles tantos outros que espero obter. Eles constituem o núcleo de minha família e o suporte a minha existência. As minhas irmãs Rosiane e Joyce sei que vocês depositam confiança em mim e espero ser digna de recebê-las, não posso esquecer-me de meus cunhados, Walfrido e Ernani. Aos meus irmãos Daniel e Danilo. Aos meus sobrinhos, que sejam muito felizes, que sirva de exemplo minha titulação. Ao meu noivo Miguel, que sempre está ao meu lado nos momentos bons e difíceis da vida, muito dedicado, amigo fiel, companheiro, me faz muito feliz, eu o amo.

A autora também agradece outras pessoas e instituições que colaboraram para a elaboração desta dissertação. A saber:

À Universidade Federal do Ceará e, em especial ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural –MAER.

Ao CNPQ pelo apoio financeiro com a concessão da bolsa de estudos.

Sou inteiramente grata ao meu orientador, Prof. Dr. Jair Andrade Araújo, pelas suas observações sempre pertinentes a respeito do tema deste trabalho acadêmico, pela sua amizade, apoio e incentivo ao longo desta árdua jornada.

Aos demais membros da banca examinadora que contribuíram com sugestões de extrema importância na elaboração final da dissertação.

Aos amigos Kaliny, Gerlânia, Andréa, Janaína, Caliane, Evânio, Ansu, Alex, Karol, Luiza e Fabiano pela amizade durante o curso.

Aos funcionários Mônica e Ricardo pela gentileza para comigo.

A todos aqueles, não diretamente citados, que contribuíram de alguma forma para a elaboração deste trabalho.

“A grandeza não consiste em receber honras, mas em merecê-las.”

Aristóteles.

RESUMO

A elevada concentração de renda é um dos principais problemas enfrentados pelo Brasil. Nesse contexto, a importância desse tema se justifica tanto por questões de equidade social quanto pelos efeitos potenciais que a distribuição da renda tem sobre o crescimento econômico, pobreza, bem-estar. Assim, este trabalho busca um melhor entendimento da conexão existente entre educação, mercado de trabalho e desigualdade de renda. O primeiro capítulo, tendo como base os microdados utilizados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos 2001, 2006 e 2012. Aplicando uma metodologia de decomposição proposto por Fields (2002) foi possível identificar os fatores que causaram a redução na desigualdade de salários no Brasil com base nas suas principais fontes de produção e reprodução: imperfeições de mercado e heterogeneidade dos trabalhadores. No segundo capítulo, investiga-se a contribuição do salário mínimo (SM) no processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho agrícola (permanentes e temporários) no período 2002-2012. Os microdados utilizados são oriundos da PNAD. Utilizou-se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) a partir da estimativa de funções densidade Kernel contrafactuais, com algumas adaptações. Os resultados revelaram que, no caso específico dos trabalhos agrícolas, o efeito do salário mínimo, enquanto mecanismo de proteção dos trabalhadores é nítido apenas no segmento mais estruturado do mercado de trabalho (permanentes). Mediante a importância incontestável da educação sobre o desenvolvimento socioeconômico, e diante do atual contexto educacional do Brasil, no terceiro capítulo estão os principais resultados do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) de 2012 para o Brasil. Além disso, nele se analisa a diferença do tipo de colégio, em que se evidencia que estudantes oriundos de colégios privados obtêm melhores resultados que aqueles de colégios públicos. Estima-se uma função de produção escolar por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Regressão Quantílica (MQR), que apresenta algumas vantagens sobre o MQO, além de proporcionar uma análise mais completa distribuição condicional das notas do teste. Os resultados revelaram que quando se trata de explicar a desigualdade no rendimento educativo, as diferenças nas condições socioeconômicas pesam muito mais que as diferenças nos recursos escolares.

Palavras-chave: Desigualdade, Educação e Mercado de trabalho.

ABSTRACT

The high income concentration is one of the main problems faced by Brazil. In this context, the importance of this issue is justified as for social equity as for the potential effects that the income distribution has on the economic growth, poverty and wellness. In this sense, this work was to better understand the connection between education, labor market and income inequality. The first chapter, based on those used data from the National Sample Survey (PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) for the years 2001, 2006 and 2012. Applying a methodology proposed decomposition by Fields (2002) was possible to identify the factors that caused the reduction in wage inequality in Brazil on the basis of their main sources of production and reproduction: market imperfections and heterogeneity of workers. The second chapter investigates the minimum wage contribution (SM) for the devolution process of the income of farm work (permanent and temporary) in the period 2002-2012. The microdata used are from PNAD. We used the simulation methodology proposed in DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) from the estimated density functions counterfactual Kernel, with some adjustments. The results revealed that in the specific case of agricultural work, the effect of the minimum wage, while workers' protection mechanism is clear only in the structured segment of the labor market (permanent). Faced with the undeniable importance of education on socioeconomic development, and given the current educational context of Brazil. The third chapter presents the main results of the Programme for International Student Assessment (PISA) 2012 for Brazil and analyzes the difference in the type of school, as it shows that students studying in private schools are outperforming those of public schools. It is estimated a school production function by the method of ordinary least squares (OLS) and quantile regression (RLS), in addition to providing a more complete analysis conditional distribution of the test notes. The results revealed that when it comes to explaining inequality in educational performance, differences in socioeconomic conditions far outweigh the differences in school resources.

Key-words: Inequality, Education and Labor Market.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO		Página
2.1	Evolução do Salário Mínimo Real: 2002-2012.....	39
2.1	Índice de Gini para as Regiões Brasileiras: 2002-2012.....	39
2.3	Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores permanentes Brasil.....	59
2.4	Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores temporários Brasil.....	59
2.5	Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores permanentes Brasil.....	60
2.6	Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores temporários Brasil.....	61
3.1	Gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica. Ciências, 2012.....	83
3.2	Gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica. Leitura, 2012.....	85
3.3	Gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica. Matemática, 2012.	87

LISTA DE QUADROS

QUADRO

1.1	Descrição das Variáveis Explicativas da Equação de Salários.....	27
2.1	Estatísticas Descritivas dos Trabalhos Agrícolas.....	55
3.1	Evolução do PISA no Brasil.....	71

LISTA DE TABELAS

TABELA		Página
1.1	Índice de Gini para as Regiões Brasileiras: 2001-2012.....	17
1.2	Estatísticas Descritivas – Brasil, 2001, 2006 e 2012.....	29
1.3	Estimativas de Segundo Estágio Brasil, 2001, 2006 e 2012 Variável dependente: log (rendimento trabalho principal).....	32
1.4	Contribuição das variáveis explicativas para a desigualdade de renda Decomposição em nível e Decomposição da diferença para o Brasil - 2001/2012.....	34
1.5	Contribuição das variáveis explicativas para a desigualdade de renda Decomposição em nível e Decomposição da diferença para o Brasil - 2006/2012.....	34
2.1	Resultados da decomposição de índices de distribuição de renda pelo método DFL para todos os trabalhadores agrícolas - 2002 e 2012.....	55
3.1	Estatísticas Descritivas da avaliação PISA 2012- Brasil.....	72
3.2	Brasil: Pontuação média e diferença educativa da amostra PISA 2012..	72
3.3	Pontuação média geral e por gênero dos Países latinos americanos segundo área na prova PISA 2012.....	73
3.4	Pontuação média geral e por gênero dos Países latinos americanos segundo área na prova PISA 2012.....	74
3.5	Brasil: Pontuação média no PISA 2012 dos estudantes de 15 anos,ano cursado.....	75
3.6	Determinantes do rendimento educativo. Coeficiente da FPE Ciências, 2012.....	82
3.7	Determinantes do rendimento educativo. Coeficiente da FPE Leitura, 2012.....	84
3.8	Determinantes do rendimento educativo. Coeficiente da FPE Matemática, 2012.....	86
3.9	Características do trabalho e educativas dos pais dos estudantes avaliados no PISA 2012, segundo setor educativo (em porcentagem)...	88
3.10	Decomposição do efeito de cada fator da FPE no rendimento escolar dos jovens de 15 anos, 2012 (em porcentagem).....	91

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL.....	13
CAPÍTULO 1- DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA SALARIAL NO BRASIL.....	15
1 INTRODUÇÃO.....	15
2 EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL.....	16
3 REVISÃO DA LITERATURA.....	18
4 METODOLOGIA.....	23
4.1 Decomposição em Nível.....	23
4.2 Decomposição da Diferença.....	24
6 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	29
7 RESULTADOS DA DECOMPOSIÇÃO.....	33
7.1 Decomposição para o Período 2001-2012.....	33
7.2 Decomposição para o Período 2006-2012.....	34
8 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	35
CAPÍTULO 2 - O IMPACTO DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DOS TRABALHOS AGRÍCOLAS.....	37
1 INTRODUÇÃO.....	37
2 FATOS ESTILIZADOS.....	38
3 REVISÃO DA LITERATURA.....	40
3.1 Desigualdade de Renda.....	40
3.2 Os Impactos Distributivos do Salário Mínimo.....	42
3.3 Desigualdade de renda e características individuais.....	43
3.4 O impacto da valorização do SM no trabalho agrícola.....	44
4 METODOLOGIA.....	46
4.1 Estimador <i>Kernel</i>	46
4.2 Efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho e outros atributos.....	50
4.3 Efeitos das mudanças no SM.....	52
4.4 Teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S).....	53
5 BASE DE DADOS.....	53
6 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	55
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	61

CAPÍTULO 3- DESIGUALDADE EDUCATIVA: ANÁLISE DA EVOLUÇÃO DO PISA NO BRASIL.....	63
1 INTRODUÇÃO.....	63
2 PROGRAMA INTERNACIONAL DE AVALIAÇÃO DE ESTUDANTES (PISA)....	65
2.1 Em que Consiste a Evolução Internacional do PISA?	65
3 A EDUCAÇÃO NO BRASIL.....	66
3.1 O Sistema Educativo Brasileiro	66
3.2 Brasil e as Evoluções Internacionais	67
3.3 Estudos de Qualidade da Educação.....	67
4 EVOLUÇÃO PISA NO BRASIL EM 2012	71
4.1 Os Resultados do PISA 2012	71
4.2 Análises das diferenças educativas.....	71
4.3 As diferenças entre os estudantes de escolas públicas e privadas.....	73
5 A FUNÇÃO DE PRODUÇÃO EDUCATIVA.....	75
5.1 Modelo Teórico	76
5.2 Determinantes da Educação	77
6 METODOLOGIA	78
6.1 Modelo de Regressões Quantílicas.....	78
6.2 Técnica de Decomposição em Nível	79
7 RESULTADOS E DISCUSSÕES	63
8 CONSIDERAÇÕES FINAIS	92
CONCLUSÃO GERAL.....	93
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	92

INTRODUÇÃO GERAL

Durante décadas, economistas e outros pesquisadores têm procurado compreender a desigualdade de renda, pois a forte concentração de renda é um dos principais problemas enfrentados pelo Brasil e suas macrorregiões. Embora nos últimos anos alguns estudos atestem tendência de redução da desigualdade na distribuição de renda no país. Com efeito, é de essencial importância saber quais os fatores responsáveis por essa redução para priorizar as políticas públicas. Oliveira (2010) destaca que existem diversos determinantes para esta queda na desigualdade, entre eles encontra-se a significativa contribuição da parcela do rendimento proveniente do trabalho.

Dada a importância do comportamento do mercado de trabalho na explicação da desigualdade total de renda, deve ser feita uma análise para melhorar o entendimento sobre as causas da desigualdade de renda salarial e de sua queda recente. Uma compreensão das causas da desigualdade é essencial para a escolha de quais políticas públicas devem ser priorizadas.

Nesse contexto, a relevância desse tema se justifica tanto por questões de equidade social quanto pelos efeitos potenciais que a distribuição da renda tem sobre o crescimento econômico, pobreza, bem-estar.

No capítulo 1, por exemplo, busca-se um melhor entendimento da conexão existente entre educação, mercado de trabalho e desigualdade de renda, tendo como base os microdados da PNAD referentes os anos 2001, 2006 e 2012. Aplicando uma metodologia de decomposição proposto por Fields (2002), foi possível identificar os fatores que causaram a redução na desigualdade de salários no Brasil com base nas suas principais fontes de produção e reprodução: imperfeições de mercado e heterogeneidade dos trabalhadores.

Por outro lado, nota-se que há uma valorização do salário mínimo (SM) nos últimos anos no Brasil. À guisa de ilustração, quando se compara o valor real do SM dos anos de 2002 e 2012, observa-se um aumento de 66% (DIEESE,2014). Determinados autores assinalam a importância dessa valorização para o decréscimo nos indicadores de desigualdade do país no período recente (SALM, 2006; DEDECCA, 2006), enquanto outros, como Barros (2006), advogam que o Programa Bolsa Família (PBF) seria um instrumento mais efetivo para promover uma melhora distributiva, sobretudo no que se refere à cauda inferior da distribuição de renda.

Com efeito, no capítulo 2 investiga-se a contribuição do salário mínimo (SM) no processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho agrícola (permanentes e temporários) no período 2002-2012. Os microdados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por

Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) a partir da estimativa de funções densidade Kernel contrafactuais, com algumas adaptações.

Por último, no capítulo 3, mediante à importância incontestável da educação sobre o desenvolvimento socioeconômico, e diante do atual contexto educacional do Brasil, encontram-se os principais resultados brasileiros elaborados pelo Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) de 2012 e analisa-se a diferença do tipo de colégio, uma vez que estudantes oriundos de colégios privados obtêm melhores resultados que aqueles de colégios públicos. Estima-se uma função de produção escolar por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Regressões Quantílicas (MQR), que apresenta algumas vantagens sobre o MQO, além de proporcionar uma análise em uma completa distribuição condicional às notas do teste.

CAPÍTULO 1- DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA SALARIAL NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

A má distribuição de renda no Brasil tem raízes históricas, decorrentes do processo de evolução econômica do país, sendo um dos principais problemas da economia. Embora continue ocupando um patamar alto, a concentração de renda no país tem apresentado, nos últimos anos, uma trajetória de queda. Daí surge à necessidade de se estudar quais fatores contribuem na redução da desigualdade de renda brasileira.

Vários estudos documentaram a notável queda da desigualdade de renda ocorrida no Brasil desde o início dos anos 2000. Dentre os quais, Barros, Foguel e Ulyssea (2007) fazem um detalhado estudo desse processo. Nesses estudos, a identificação dos determinantes da queda da desigualdade de renda é um dos pontos principais, uma vez que auxilia, por exemplo, a verificação da sustentabilidade desta queda e no desenho de políticas públicas mais eficazes.

O mercado de trabalho pode ser um dos responsáveis por esta diminuição na desigualdade de renda por meio dos diferenciais de salários. Dentre esses fatores merecem destaque variáveis de produtividade (educação e experiência), discriminação (raça e gênero) e segmentação no mercado de trabalho (setor produtivo, formalidade, sindicalização, região e dentre outros). Com isso, é possível imaginar que a investigação dos determinantes da renda possa ser fonte para estudar a decomposição das medidas de desigualdade, bem como sua variação entre períodos ou subamostras.

Dada a importância do comportamento do mercado de trabalho na explicação da desigualdade total de renda, deve ser feita uma análise para melhorar o entendimento sobre as causas da desigualdade de renda salarial e de sua queda recente. Uma compreensão das causas da desigualdade é essencial para a escolha de quais políticas públicas devem ser priorizadas.

Durante muito tempo, buscou-se entender o problema da desigualdade de renda por meio de modelos de regressão de salários. Ou seja, as equações de salários eram estimadas e os coeficientes das variáveis explicativas, como educação e outras características individuais, eram analisadas. Métodos não-paramétricos também foram usados para se entender a desigualdade de renda.

Assim sendo, este capítulo objetiva estimar uma equação de salário para o Brasil e de posse das informações obtidas, decompor os determinantes da desigualdade de renda salarial em uma metodologia proposta em Fields (2002). Esta decomposição tem a vantagem de ser possível desagregar seus diferentes componentes segundo a sua contribuição na desigualdade

total. A partir desse método, pode-se obter a contribuição de cada um dos componentes da equação de Mincer na determinação das disparidades salariais.

Em suma, a proposta do trabalho é melhorar o entendimento sobre as causas da desigualdade de renda salarial e de sua redução, motivada pela importância do comportamento do mercado de trabalho na explicação da desigualdade total de renda; descrever a evolução da desigualdade de renda do trabalho e da estrutura salarial; e analisar os fatores responsáveis pelas variações na desigualdade de rendimento. Pretende-se responder à seguinte questão: qual é a porcentagem que pode ser atribuída a cada variável explicativa da equação de salários na desigualdade de renda no Brasil?

Para atender ao objetivo proposto nesse trabalho, os dados utilizados foram extraídos da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referentes os anos de 2001, 2006 e 2012, de forma que possibilitou compreender qual a contribuição de cada fator para a redução de desigualdade.

A equação minceriana que será base para a decomposição do nível e da diferença das medidas de desigualdade incorpora as seguintes variáveis: anos de escolaridade, idade, gênero, raça, experiência, ocupação, região, setor de atividade e nível de instrução.

Além da introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: a seção dois faz-se uma análise da evolução da desigualdade de renda no Brasil. A terceira seção faz uma revisão da literatura em termos de arcabouços teóricos e empíricos. A quarta é apresentada a metodologia de Fields (2002). A quinta seção faz uma descrição da base de dados. A sexta seção apresenta os resultados e discussões. Em seguida, a sétima seção tem-se os resultados da decomposição em nível e em diferença. Por último, a oitava seção as considerações finais.

2 EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL

A economia brasileira tem apresentado uma das maiores desigualdades de renda de todo o mundo. Psacharopoulos (1991) apresenta dados sobre o comportamento da taxa de retorno do investimento em educação em um grande número de países ao longo do tempo e mostra que, dentre uma amostra de 56 países, o Brasil, nas décadas de 1970 e 1980 apresenta a maior desigualdade de renda. Squire e Zou (1998) mantém o Brasil no topo deste *ranking* com um coeficiente de Gini médio de 0.578 contra 0.362 do restante da amostra, composta por 49 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, para o período de 1947-94.

Os índices de desigualdade da economia brasileira cresceram na década de 1970 e se mantiveram elevados até a metade da década de 1990. Esta situação começou a se alterar depois da implementação do Plano Real, quando os índices de desigualdade começam a

apresentar uma redução. Apesar desta queda recente, a desigualdade de renda brasileira permanece ainda bastante elevada. Vale salientar que o período de 2001 a 2004 apresentou as menores taxas de desigualdade de renda no Brasil desde a década de sessenta, com particular destaque para a ampliação dos programas de transferências de renda e elaboração de prestações de segurança sociais mais favoráveis aos pobres (Kakwani *et al.*, 2006).

A tabela 1.1, a seguir, mostra a evolução do coeficiente de Gini para a economia brasileira e para as macrorregiões no período de 2001 a 2012. Nota-se que a desigualdade de renda reduziu-se no Brasil, bem como em todas as grandes regiões. Pode-se ver que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0.596 para 0.52 no período analisado, que significou uma redução de 0.124 pontos, ou de 12.4%, com um índice superior a 0.50, o país ainda apresenta uma elevada desigualdade. Seguindo a tendência da economia brasileira, todas as macrorregiões também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda. A região Nordeste apresentou uma queda na desigualdade de 0.60 para 0.54, o que representou um decréscimo de 0.105 pontos, ou seja, uma redução de 10.5%. A Região Sul apresentou para todo o período a menor desigualdade de renda.

Tabela 1.1 – Índice de Gini para as Regiões Brasileiras: 2001-2012

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
2001	0.596	0.565	0.600	0.568	0.548	0.598
2002	0.589	0.564	0.595	0.563	0.529	0.595
2003	0.583	0.542	0.585	0.557	0.531	0.581
2004	0.572	0.539	0.583	0.542	0.522	0.573
2005	0.569	0.529	0.571	0.543	0.515	0.577
2006	0.563	0.521	0.573	0.538	0.506	0.563
2007	0.556	0.533	0.566	0.524	0.505	0.574
2008	0.548	0.509	0.558	0.518	0.495	0.568
2009	0.543	0.523	0.558	0.511	0.491	0.560
2011	0.527	0.530	0.543	0.498	0.468	0.533
2012	0.522	0.507	0.537	0.495	0.459	0.522
Diferença (2001-2012)	12.4%	10.2%	10.5%	12.9%	16.1%	12.7%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Vale ressaltar que nem todas as regiões sofreram uma queda ininterrupta na desigualdade de renda medida pelo Gini no período estudado. As Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, nessa ordem, apresentaram as maiores reduções de desigualdade. Em linhas gerais, quando se analisa a variação da desigualdade no período, nota-se que a única região que desde 2001 apresentou a menor redução na desigualdade foi o Norte, com 10.2%.

Soares (2006) utiliza a análise de dominância de Lorenz para período de 1995 a 2004 e decompõe o coeficiente de Gini chegando à conclusão de que $\frac{3}{4}$ da redução na desigualdade de

renda no país se deve à diminuição dos diferenciais de salários, enquanto os programas de transferência de renda, do tipo Bolsa Família, são responsáveis pelo ¼ restante.

Para Berni (2007), no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, o salário mínimo aumentou 73.15% em termos reais. Neste mesmo período, a desigualdade de renda da economia brasileira começou a declinar de forma quase ininterrupta. O coeficiente de Gini, que é uma medida de desigualdade, passou de 0.6005, em 1995, para 0.5693, em 2005, ou seja, sofreu uma redução de 5.20% no período. De acordo com Barros *et all.* (2007), esta queda, que parece ser pequena, representou uma redução significativa. Para uma amostra de 75 países que possuem dados de evolução da desigualdade na década de noventa, menos de ¼ apresentou taxas de redução da desigualdade superiores à brasileira.

Na próxima seção será apresentada uma revisão da literatura internacional e nacional sobre os principais determinantes da desigualdade de renda.

3 REVISÃO DA LITERATURA

Existem vários trabalhos realizados no exterior e no Brasil que têm o objetivo de explicar as causas da desigualdade de renda da economia. Dentre esses, destacam-se:

Contreras (2003) determina os principais determinantes da desigualdade de renda no Chile para os anos de 1990 e 1996. Na sua equação de salários, utiliza uma série de variáveis explicativas, tais como *anos de escolaridade*, *experiência*, *dummies* para *gênero* e *setor de atividade*. Os resultados encontrados para a economia chilena mostram que a variável *anos de escolaridade* explica aproximadamente 20% da desigualdade naquele país. A segunda variável mais importante foi a *dummy* utilizada para *empregador* que mostrou uma contribuição de 7% na desigualdade de renda. As contribuições da *experiência* e do *gênero* são, respectivamente, 1% e 2%.

Recentemente, De Hoyos (2006), faz uma investigação sobre os determinantes da desigualdade de renda no México utilizando o método de decomposição de desigualdade. Os resultados do seu trabalho mostram que a variável *anos de escolaridade* é responsável por 24.5% da desigualdade no ano de 1994. Em 2000, a contribuição desta variável tinha sido de 21.7%. A segunda contribuição mais importante é da variável *características do domicílio* que representa 7.8% e 7.4%, respectivamente, para os anos de 1994 e 2000. A variável *experiência* não se mostrou importante para explicar a desigualdade de renda na economia mexicana.

Lam (1999), estudou a desigualdade de renda da Korea e África do Sul no período 1976 a 1985 e inclui três variáveis explanatórias (escolaridade, idade e raça), concluindo que a escolaridade é o principal determinante.

Fields (2002) aplicou a metodologia da decomposição da desigualdade nos Estados Unidos em 1979 e 1999 e identificou os determinantes do aumento da desigualdade dos rendimentos do trabalho que ocorreu naquele período. Considerou como variáveis explanatórias: gênero, raça, experiência potencial, escolaridade, ocupação, setor e região. A escolaridade exibiu a maior importância relativa para o 'nível' da desigualdade, seguida por ocupação, experiência e gênero. Para a 'diferença' da desigualdade entre 1979 e 1999, novamente a escolaridade apresentou a maior importância relativa. O autor conclui que a contribuição da escolaridade para o aumento da desigualdade de renda americana no período foi inteiramente devido ao efeito coeficiente e não por causa do aumento da desigualdade educacional.

Uma das investigações pioneiras que teve como objetivo explicar as causas da desigualdade de renda no Brasil foi o trabalho Langoni (1973). O autor utilizou regressões log-lineares e estas evidenciaram que a variável educação contribuiu com aproximadamente 58% do aumento da desigualdade entre 1960 e 1970. O autor verificou que, entre as pessoas com nível superior de instrução a contribuição foi de 52%, no fundamental a contribuição foi de 28%, enquanto as pessoas sem instrução não obtiveram nenhuma alteração em seus rendimentos. Para a década de 1980, Barros e Mendonça (1997) mostram que a educação explica entre 35% a 50% da desigualdade de renda.

Lam e Levinson (1992) também apontam que a variável educação tem um peso importante na desigualdade de renda. De acordo com estes autores, a desigualdade educacional é muito elevada no Brasil, chega a ser seis vezes maior do que nos Estados Unidos, e isto provoca um aumento dos retornos sobre o investimento em educação.

Conforme Barros e Mendonça (1995), a segmentação do mercado de trabalho brasileiro na década de 1980 por ramo de atividade é capaz de promover um diferencial de salários de até 2.4 vezes. Evidenciam que trabalhadores sem carteira assinada ganham de 60% a 70% do salário percebido por seus pares com carteira assinada. A variável *anos de escolaridade* é responsável por 35% a 50% da desigualdade de renda no Brasil. Com relação à discriminação por gênero, os autores mostram que os homens, na média, ganham 42% a mais que as mulheres.

Sob a perspectiva defendida por Alesina e Perotti (1996), sociedades altamente desiguais criariam incentivos aos indivíduos se engajarem em atividades fora do mercado formal, além da instabilidade sociopolítica desencorajadora da acumulação de capital tendo em vista o aumento de incerteza.

Segundo Ramos e Vieira (2001), que também avaliam a evolução da desigualdade de rendimentos e da estrutura salarial com base nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), para os anos de 1992. Encontraram que a variável escolaridade é responsável por até 30% da desigualdade quando considerada isoladamente. Concluíram que mudanças associadas ao perfil de rendimentos por grupos educacionais parecem ter sido as principais responsáveis pelo aumento da desigualdade entre 1992 e 1997.

Hoffmann (2002) analisa as distribuições por pessoa economicamente ativa e do rendimento familiar *per capita* entre 1993 e 2001, utilizando os dados da PNAD, os 5% mais ricos na população economicamente ativa do Brasil em 2001 são mais de 3.4 milhões de pessoas que ganhavam mais de R\$ 3.500,00 por mês, já considerada a subdeclaração dos rendimentos nas PNADs. Conclui que ocorreu uma redução da desigualdade da distribuição do rendimento por pessoa economicamente ativa, mas que a redução da desigualdade é quase desprezível quando se analisa a distribuição do rendimento familiar *per capita*.

Na mesma perspectiva, Sachsida *et al.* (2004) investigaram o retorno da escolaridade no Brasil e utilizaram os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) durante o período de 1992 a 1999. Concluíram que o retorno em educação, para 4 anos de estudo, é de 0.1449. Usando esta mesma faixa de educação, mas fazendo uso de uma estimativa por pseudo painel o retorno é de 0.1622. Em comparação, o resultado obtido por OLS para o mesmo conjunto de dados resultou num retorno em escolaridade de 0.1686.

O estudo de Resende e Wyllie (2005) utiliza os dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida durante o período de 1996 e 1997, com base em entrevistadas realizadas no Sudeste e no Nordeste do Brasil. Equações de rendimentos para homens e mulheres são consideradas mediante o procedimento para correção do efeito de seletividade amostral concebido por Heckman, incluindo uma medida de qualidade para educação. Conclui que por meio do procedimento de dois estágios de Heckman, as estimativas dos retornos em educação foram de 12.6 % e 15.9% para mulheres e homens respectivamente.

Hoffmann (2006) também usa a decomposição do coeficiente de Gini para mostrar os determinantes da diminuição da desigualdade de renda brasileira no período de 1997-2004. Seus resultados mostram que aproximadamente 66.5% desta queda é devido à diminuição dos diferenciais de salários no mercado de trabalho. Os programas de transferência de renda são responsáveis por 28% desta diminuição.

Na mesma perspectiva, Barro *et al.* (2007) avalia a contribuição expansão educacional para o Brasil, decomporam em dois efeitos, o primeiro devido a reduções no grau de desigualdade educacional e na estrutura etária (*efeito quantidade*) e o outro devido a reduções

na sensibilidade das remunerações a essas duas variáveis (*efeito preço*). Os resultados obtidos demonstram que um dos principais fatores responsáveis por essa queda da desigualdade de rendimentos do trabalho foi a do *efeito preço*. Mudanças associadas à escolaridade foram responsáveis por quase 40% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho entre 2001 e 2005, e por quase 20% da queda na desigualdade em renda familiar *per capita*.

Recentemente, Salvato *et al.* (2013) aplicaram a metodologia de decomposição de Fields (2002) às equações mincerianas. Baseados nas amostragens dos Censos Populacionais brasileiros, de 2000 e 2010 do IBGE, apontam que a escolaridade é o principal fator para explicar a desigualdade de renda no Brasil sendo 27.1% e 19.8% para os anos, respectivamente.

Salvato *et al.* (2003) utilizaram os dados da PNAD e construíram densidades contrafactuais reponderando a distribuição pelo perfil escolaridade e comparando a Região Sudeste da Nordeste, por meio de uma abordagem não-paramétrica. Concluíram que mais de 50% de renda é explicado pelo diferencial de escolaridade, a renda do Nordeste reponderada pela escolaridade do Sudeste equivale a 93% da renda média do Brasil e que o aumento da escolaridade, agrava a desigualdade de renda.

Conforme Campante *et al.* (2004), que utilizaram a decomposição de Oaxaca-Blinder ao longo da distribuição de salários na PNAD de 1996 para mensurar o componente de discriminação no diferencial de salários entre brancos e negros, nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, a discriminação é diferente para as Regiões, sendo de 18% e 41%, respectivamente.

Já Siqueira e Siqueira (2006) decompuseram a desigualdade de renda total na desigualdade de renda no Nordeste intergrupo e intragrupo para o período 1995 – 2004 encontram que o nível de desigualdade de renda e sua mudança no tempo são causados predominantemente pelo aumento na desigualdade dentro dos estados e não por diferenças na renda média entre eles.

Recentemente, Berni (2007) usa uma abordagem de decomposição para o Nordeste do Brasil e mostrou qual é a participação percentual de cada determinante na explicação da desigualdade e a decomposição em diferença que identifica qual é o peso relativo das principais causas da desigualdade da renda dos salários. Para os anos de 1995, 2001 e 2005, também encontra que a escolaridade é variável mais importante para explicação da desigualdade de renda, para os anos de 1995 e 2005, a educação explica respectivamente, 41.82% e 39.12% da desigualdade.

Araújo *et al.* (2008) analisa as áreas rurais do Nordeste do Brasil para os anos 1995, 2001 e 2005. Esses autores apontaram que ocorreu discriminação de cor em alguns estados, mas vem seguindo um ritmo de queda nos últimos anos, pois em 1995, os negros ganhavam em

média 21.88% a menos que os brancos. Já em 2005, os negros recebiam em média 12.08% a menos. Evidenciaram que a variável educação mostrou-se a mais importante na explicação da desigualdade de renda.

Segundo Cruz *et al.* (2011), é possível identificar por meio do método de decomposição em nível que a variável educação é a mais importante variável na explicação da desigualdade para o período dos anos de 2001, 2004 e 2006, seguida por idade, sexo e indicador de formalidade e sindicalização, destacam ainda que, para o ano de 2001, os anos de escolaridade do trabalhador explicam 10%, 51.68%, 28.85%, 34.11% e 51.89% para as regiões do Brasil Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, respectivamente. Para os anos de 2004 e 2006, ocorreu uma queda da participação da educação para as regiões Nordeste e Centro-Oeste. Mesmo com essa redução pode-se afirmar que a educação é o fator mais importante na determinação da renda.

No estudo de Suliano e Siqueira (2010), estima-se a taxa de retorno da escolaridade da região Nordeste do Brasil: Bahia, Ceará e Pernambuco. Os autores observaram que os trabalhadores do setor formal ganham, em média, acima de 12% que trabalhadores da informalidade. Outro resultado é que o trabalhador sindicalizado chega a ganhar, em média, até 17.79% a mais que um não sindicalizado no Estado de Pernambuco. Concluíram que a taxa de retorno da escolaridade se encontra acima de 10%. Quando se considera somente o modelo de variável instrumental, a taxa de retorno da educação para o Estado da Bahia chega a 19.32% e em Pernambuco a 17.45%.

Mariano e Arraes (2011) analisaram o problema da endogeneidade e retornos da educação no Brasil. Eles testaram dois métodos de estimação para a equação minceriana e verificaram que o modelo endógeno apresenta um melhor poder preditivo. Optou-se por estimar a equação minceriana por meio da interação entre capital humano e regionalização, visando assim, reduzir o viés de endogeneidade. As taxas de retorno da educação variam de acordo com as regiões e estados brasileiros, sendo a região Nordeste e o estado do Ceará os que apresentam o menor retorno, equivalente a aproximadamente 14.68%, e ao compará-los a região Centro-Oeste e ao estado de Santa Catarina o diferencial entre os retornos chega a 26% e a 31%, respectivamente. Concluíram que indivíduos advindos de regiões com distinto grau de desenvolvimento econômico não acumulam igualmente o mesmo nível de capital humano.

Pinho Neto *et al.* (2011), estuda a evolução e os determinantes da desigualdade de rendimentos do trabalho nas Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, utilizando os dados da PNAD para os anos 2001 e 2008, aplicando a metodologia de decomposição proposta por

Fields, encontraram que a educação foi responsável por explicar mais de 40% da desigualdade de rendimento.

Oliveira e Silveira (2013) também investigam as evidências a respeito das contribuições dos níveis de escolaridade e das mais importantes políticas sociais de transferências de renda para o entendimento, não só dos níveis de desigualdade, como também a redução da desigualdade regional de renda observada no Brasil entre os anos de 2003 e 2011. Os resultados obtidos indicam que, em 2011, cerca de 65% da desigualdade regional de renda entre os estados brasileiros decorria dos níveis (elevados) de concentração da renda dos indivíduos que possuíam, no mínimo, o ensino médio completo, um percentual superior àquele observado em 2003 (em torno de 58%), o que decorria de uma distribuição de renda fortemente pró estado rico desta fonte renda.

4 METODOLOGIA

4.1 Decomposição em Nível

A decomposição em nível tem o objetivo de obter a contribuição de cada variável explicativa da equação Minceriana para a desigualdade salarial. Esta decomposição é originada de uma equação de salários do tipo log-linear:

$$\ln Y_{it} = \alpha'_t Z'_{it} = \sum_{j=1}^{j+z} \alpha_{jt} Z_{ijt} \quad (1)$$

Em que: $\ln Y_{it}$ é o logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal para pessoas; $\alpha'_t = [\alpha_t \ \beta_{1t} \ \beta_{2t} \ \dots \ \beta_{jt} \ 1]$ e $Z'_t = [1 \ x_{i1t} \ x_{i2t} \ \dots \ x_{ijt} \ \varepsilon_{it}]$ são vetores- linha de coeficientes e variáveis explanatórias, respectivamente, incluindo o termo de erro aleatório. Dentre as variáveis incluídas na equação estão àquelas associadas à produtividade, discriminação e segmentação no mercado de trabalho.

Conforme detalha Fields (2002), tomando a variância de ambos os lados da equação (1), no lado esquerdo tem-se exatamente uma medida de desigualdade, a log-variância da renda, ou visto sob outro prisma, a covariância de $\ln Y$ consigo mesmo, $\sigma^2(\ln Y) = \text{cov}(\sum_{j=1}^{j+2} a_j Z_j, \ln Y)$. Neste sentido, pode-se escrever a variância incondicional do log da renda como,

$$\sigma^2(\ln Y) = \sum_{j=1}^{j+2} \text{cov}(a_j Z_j, \ln Y) \quad (2)$$

Dividindo ambos os lados da equação (2) por $\sigma^2(\ln Y)$, pode-se extrair a contribuição de cada fator para a log-variância da renda, $s_j(\ln Y) = \text{cov}(a_j Z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y)$, cuja soma será igual ao coeficiente de determinação da regressão, $R^2(\ln Y)$, se eliminar o último elemento

de Z (o erro aleatório), i.e., $\sum_{j=1}^{j+1} s_j(\ln Y) = R^2(\ln Y)$. Além disso, trata-se de uma decomposição completa, $\sum_{j=1}^{j+2} s_j(\ln Y) = 100\%$.

Usando o conceito de correlação, pode-se reescrever a contribuição de cada fator para a log-variância da renda, identificando os efeitos coeficientes, correlação e desvio-padrão.

$$s_j(\ln Y) = \frac{\text{cov}(a_j, Z_j, \ln Y)}{\sigma^2(\ln Y)} = \frac{a_j \sigma(z_j) \text{corr}(z_j, \ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (3)$$

Ou seja,

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\beta_j * \sigma(x_{ij}) * \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\ln Y_i)}$$

Em que cada $S_j(\ln Y_i)$ representa a parcela da variância do logaritmo da renda, ou seja, da desigualdade, atribuída a j -ésima variável explicativa da equação de salários, incluindo o erro aleatório, que é um substituto das variáveis omitidas.

Por fim, a fração que é explicada por cada fator (variável explanatória) da variância, condicional ao vetor de variáveis explanatórias, $Z'_- = [1 \ x_{1t} \ x_{2t} \ \dots \ x_{jt}]$, que exclui o termo de erro aleatório, pode ser definida por:

$$p_j \left(\frac{\ln Y}{Z_-} \right) = \frac{s_j(\ln Y)}{R^2(\ln Y)} \quad (4)$$

Fields (2002) demonstra que, observados os seis axiomas de Shorrocks (1982) e dada uma função de geração de renda do tipo (1) e uma medida de desigualdade qualquer definida no vetor de logaritmos da renda, $I(\ln Y_1, \ln Y_2, \dots, \ln Y_N)$, a decomposição de desigualdade apresentada acima – equações (3) e (4) – é validada desde que $I(\cdot)$ seja contínua, simétrica e para qual a desigualdade em um vetor de renda no qual os indivíduos recebam a mesma renda média seja zero. Inclui nesta classe de medidas de desigualdade o coeficiente de Gini.

Por fim, Fields (2002) mostra que, satisfeitas os axiomas de Shorrocks (1982), não é necessário discutir qual medida de desigualdade usar, uma vez que a contribuição de cada fator é idêntica para todo j -ésimo fator para a classe de medidas de desigualdades aplicadas ao logaritmo da renda, assim como a log-variância. Neste sentido, a decomposição descrita nas equações (3) e (4) é única para tais medidas de desigualdade e descreve o que é denominada de desigualdade de nível.

4.2 Decomposição da Diferença

Diferentemente da decomposição em nível vista anteriormente, a decomposição da diferença tem o objetivo de atribuir pesos às variáveis que contribuíram para a mudança da

desigualdade de renda entre três períodos distintos, no caso desse trabalho 2001, 2006 e 2012. Desta maneira, este segundo tipo de decomposição pode informar quais as variáveis mais relevantes para explicar a diminuição ou o aumento de um determinado índice de desigualdade escolhido.

É possível decompor a variação de um índice de desigualdade entre grupos, países ou tempo conforme a variação de cada um de seus determinantes, chamada de contabilidade da ‘diferença’ da desigualdade. Segundo Fields (2002), para qualquer medida $I(\cdot)$, calculada para dois grupos (ou períodos) e satisfeitas as condições acima, pode-se decompor sua variação:

$$I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1 = \sum_j [s_{j,2}I(\cdot) - s_{j,1}I(\cdot)] \quad (5)$$

Em que $s_{j,k}$, é o peso relativo do fator j no grupo $k = 1, 2$ (ou período). Neste caso, pode-se escrever a contribuição do fator j na variação da medida de desigualdade $I(\cdot)$. Nesse trabalho, o índice de Gini foi escolhido para fazer a decomposição, por ser amplamente utilizado em trabalhos envolvendo distribuição de renda e também pelo fato desse indicador atender a diversas propriedades desejáveis que um indicador deve atender. Então, seguindo Fields (2002), tem-se que:

$$\Pi_j(I(\cdot)) = \frac{S_{j,2} * I(\cdot)_2 - S_{j,1} * I(\cdot)_1}{I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1} \quad (6)$$

Assim, a decomposição em nível pode ser obtida a partir dos coeficientes estimados na equação de salários, da dispersão, ou desvio padrão, das variáveis utilizadas no modelo e da correlação das respectivas variáveis explicativas com a variável dependente. Logo, para o cálculo dos S_j 's será necessário, além dos resultados da regressão, o uso das informações contidas na matriz de correlação e na estatística descritiva dos dados.

Fields (2002) discute ainda como interpretar o resultado de cada fator explanatório dependendo de como eles estão incorporados na equação de determinação da renda. Se os fatores são representados por uma única variável contínua ou discreta (ex.: uma *dummy* de sindicalização), então a construção da contribuição do fator é direta seguindo as equações (3) a (6). Contudo, três casos deverão ser considerados de forma diferenciada: *i*) variáveis categóricas representadas por um conjunto de *dummies*; *ii*) variável explanatória representando efeitos não-lineares; *iii*) interação de variáveis explanatórias. Para os dois primeiros casos a solução proposta é a mesma: somar os efeitos. Para o terceiro caso não há uma solução direta e sugere-se reestimar a equação de determinação da renda para os subgrupos destacados na interação.

Por fim, cabe analisar as fontes de contribuição dos fatores para a mudança da desigualdade, decompondo a variação da importância relativa de cada fator, S_j . Sabe-se que a decomposição da diferença em qualquer fator pode ser aproximada pela diferença do logaritmo da equação (3), i.e.

$$\frac{\Delta s_j(\ln Y)}{s_j(\ln Y)} \approx \frac{\Delta a_j}{a_j} + \frac{\Delta \sigma(z_j)}{\sigma(z_j)} + \frac{\Delta \text{corr}(z_j, \ln Y)}{\text{corr}(z_j, \ln Y)} - \frac{\Delta \sigma(\ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (7)$$

$$\Delta \% s_j(\ln Y) \approx \Delta \% (a_j) + \Delta \% \sigma(z_j) + \Delta \% \text{corr}(z_j, \ln Y) - \Delta \% \sigma(\ln Y)$$

Neste sentido, a decomposição da mudança da importância do fator, s_j , pode ser escrita por:

$$1 \approx \frac{\Delta a_j}{a_j} + \frac{\Delta \sigma(z_j)}{\sigma(z_j)} + \frac{\Delta \text{corr}(z_j, \ln Y)}{\text{corr}(z_j, \ln Y)} - \frac{\Delta \sigma(\ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (8)$$

O primeiro termo do lado direito da equação (8) representa o efeito coeficiente, ou seja, a mudança na importância do fator devido a mudança do retorno do fator sobre a determinação do log da renda. O segundo termo representa o efeito desvio-padrão do fator, ou seja, a mudança na importância do fator devido à mudança de dispersão do fator. O terceiro termo representa o efeito correlação, ou seja, a mudança na importância do fator devido a mudança na correlação entre o fator e o log da renda.

Fields (2002) aponta que os primeiro e terceiro componentes são função de $\text{cov}(Z_j, \ln Y)$ e portanto não são ortogonais. Se o objetivo é ter uma decomposição ortogonal, então é necessário decompor a primeira parte da equação (3), em que $s_j(\ln Y) = a_j^2 \sigma^2(z_j) / \sigma^2(\ln Y)$, de modo que se pode fazer a aproximação da decomposição da mudança da importância do fator, s_j , por:

$$1 \approx 2 \frac{\Delta \% a_j}{\Delta \% s_j(\ln Y)} + 2 \frac{\Delta \% \sigma(z_j)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} - 2 \frac{\Delta \% \sigma(\ln Y)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} \quad (9)$$

Na decomposição da diferença, assim como na decomposição em nível, a contribuição, ou peso relativo de cada um dos determinantes da queda/aumento da desigualdade somados deve ser igual à unidade, com a diferença que estes podem ser positivos ou negativos, logo:

$$100\% = \sum_j \frac{S_{j,2} * I(.)_2 - S_{j,1} * I(.)_1}{I(.)_2 - I(.)_1} = \sum_j \Pi_j(I(.)) \quad (10)$$

Quando $\Pi_j(I(.)) > 0$, indica que o j -ésimo componente da equação de salários contribuiu para uma queda da desigualdade, caso $\Pi_j(I(.)) < 0$, percebe-se o contrário, esse componente fez com que a desigualdade se elevasse.

É importante notar que, ao contrário da decomposição em nível, a decomposição da diferença é sensível ao índice escolhido, pois, pode-se perceber que $\Pi_j(I(\cdot))$ é uma função de $I(\cdot)$, ou seja, a contribuição do j-ésimo fator explicativo da renda para a decomposição da diferença depende do índice de desigualdade que está se utilizando.

5 BASE DE DADOS

Os dados utilizados foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As estimativas serão geradas a partir dos períodos, 2001, 2006 e 2012.

A equação de determinantes do rendimento – equação minceriana – que será base para a decomposição do ‘nível’ e da ‘diferença’ das medidas de desigualdade incorpora as variáveis de educação e experiência potencial como fatores de produtividade. *Dummies* de gênero e raça como fatores de discriminação e sindicato. *Dummies* de ocupação. Setor de atividade e região do país como fatores de segmentação. A população alvo são trabalhadores de 18 a 59 anos. Para se estimar a equação de salários foram coletadas variáveis que representam as características dos indivíduos. A variável dependente é o logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal para pessoas.

Quadro 1.1– Descrição das Variáveis Explicativas da Equação de Salários

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
<i>Educação</i>	Assume valores de 0 a 15. O valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade. Os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo. O valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade.
<i>Gênero</i>	Variável binária que assume valor unitário para mulheres e nulo para homens.
<i>Exp</i>	Experiência potencial (Idade – anos de estudo).
<i>Exp2</i>	Experiência potencial ao quadrado.
<i>Raça</i>	Variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário.
<i>Idade</i>	Varia de 18 a 59 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável <i>idade2</i> também é utilizada.
<i>Sind</i>	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.
<i>Ocupação</i>	<i>Dummies</i> de ocupação (empregados sem carteira de trabalho assinada, conta própria, empregadores) e empregados com carteira de trabalho assinada é a base de comparação. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares, foram excluídos da amostra.
<i>Setor de atividade</i>	<i>Dummies</i> de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação, saúde e cultura, serviços domésticos) e agricultura é à base de comparação.
<i>Região</i>	Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-oeste; sendo o Norte a base comparação.

Fonte: Elaboração própria.

A equação de salários é representada da seguinte forma:

$$\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 EDU_i + \beta_3 SEXO_i + \beta_4 EXP_i + \beta_5 EXP_i^2 + \beta_6 RACA_i + \beta_7 SIND_i + \sum_{k=1}^3 \delta_k OCUP_{k,i} + \sum_{l=1}^6 \theta_l ATIV_{L,i} + \sum_{p=1}^4 \pi_p REG_{P,i}$$

Em que: $\ln Y_i$ = Logaritmo da renda do trabalho principal; EDU_i = Anos de estudo ; $SEXO_i$ = *Dummy* de Gênero (Feminino = 1); EXP_i = Experiência potencial (Idade – anos de escolaridade – 6); EXP_i^2 = Experiência potencial ao quadrado; $RACA_i$ = *Dummie* que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário; $SIND_i$ = *Dummies* que assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário; $OCUP_{k,i}$ = *Dummies* de ocupação (Empregados sem carteira de trabalho assinada, Conta própria, Empregadores); $ATIV_{L,i}$ = *Dummies* de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação, saúde e cultura, serviços domésticos); e $REG_{P,i}$ = *Dummies* de região (Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-oeste).

A tabela 1.2, apresenta as estatísticas descritivas das variáveis explicativas da equação para os anos 2001, 2006 e 2012. Pode-se observar que o trabalhador médio de 2001, 2006 e 2012 possui respectivamente 6.68, 7.46 e 8.39 anos de escolaridade. Isto significa um acréscimo de aproximadamente um ano e meio a mais de educação do trabalhador durante o período 2001-2012.

Nota-se que a proporção de mulheres, em média, aumentou, passando de 0.40 para 0.41, de 2001 para 2012, respectivamente, mostrando que a participação da mulher no mercado de trabalho está aumentando no Brasil.

De 2001 a 2012, verifica-se que em média a proporção de brancos diminui de 0.54 para 0.46, respectivamente; há uma redução do percentual de pessoas com experiência; expansão do percentual de pessoas destinadas ao nível de ocupação Empregados com carteira de trabalho assinada, denotando o aumento da formalização no país, passando de 0.39 para 0.49, em 2001 e 2012, respectivamente.

No grupo de variável *atividade*, verifica-se que se mantiveram constante no período analisado as atividades administração pública e educação, saúde e social; nota-se que ocorreu uma redução na atividade serviços domésticos, passando de 0.27 para 0.11, 2001 e 2012, respectivamente. Ocorreu em média um aumento na atividade comércio e reparação, de 0.19 para 0.27, em 2001 e 2012, respectivamente.

Tabela 1.2- Estatísticas Descritivas – Brasil, 2001, 2006 e 2012

Grupo da Variável	Variável Independente	2001		2006		2012	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Gênero	Sexo	0.40	0.49	0.40	0.49	0.41	0.49
Raça	Raça	0.54	0.50	0.50	0.50	0.46	0.50
Experiência	Experiência	28.19	12.56	28.08	12.87	28.04	12.88
	Experiência ao quadrado	952.32	780.56	954.36	790.76	952.16	786.67
Escolaridade	Educação	6.68	4.24	7.46	4.25	8.39	4.15
Ocupação	Empregado com carteira de trabalho assinada	0.39	0.49	0.42	0.49	0.49	0.50
	Empregado sem carteira de trabalho assinada	0.30	0.46	0.29	0.45	0.25	0.43
	Conta Própria	0.26	0.44	0.24	0.43	0.22	0.41
	Empregador	0.05	0.22	0.05	0.22	0.04	0.19
Atividade	Agrícola	0.15	0.35	0.16	0.37	0.13	0.34
	Indústria de Transformação	0.17	0.38	0.22	0.41	0.21	0.41
	Construção	0.09	0.29	0.10	0.30	0.14	0.35
	Comércio e Reparação	0.19	0.39	0.27	0.44	0.27	0.45
	Administração Pública	0.03	0.16	0.03	0.17	0.03	0.18
	Educação, Saúde e Social	0.10	0.30	0.10	0.30	0.10	0.30
	Serviços Domésticos	0.27	0.45	0.12	0.32	0.11	0.31
	Norte	0.05	0.22	0.075	0.26	0.08	0.27
Região	Nordeste	0.25	0.43	0.25	0.43	0.25	0.43
	Sudeste	0.45	0.50	0.44	0.50	0.43	0.49
	Sul	0.17	0.37	0.16	0.37	0.16	0.37
	Centro-Oeste	0.08	0.27	0.07	0.26	0.08	0.27

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

6 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Se a equação de salários seguir todas as hipóteses clássicas de regressão sua estimação pode ser feita por mínimos quadrados ordinários, mas se forem violadas é importante usar alguma estratégia econométrica para resolver ou atenuar possíveis problemas.

Primeiramente, estima-se a equação de salários ou equação de Mincer para a decomposição dos determinantes da desigualdade de renda. Um problema que pode surgir na estimação da equação de Mincer é a endogeneidade. Isto ocorre quando a correlação entre alguma variável explicativa e o erro aleatório é diferente de zero. Wooldridge (2002) relaciona as três principais fontes de endogeneidade: omissão de variáveis, erros de medição e simultaneidade. No caso da equação de salários explorada neste trabalho, a variável *educação* é possivelmente endógena.

Este problema tem sido abordado extensivamente pela literatura. Existe uma forte correlação entre a educação do indivíduo e seu nível de habilidade, o que pode fazer com que a variável educação torne-se endógena se a habilidade do indivíduo não é observada (CARD.1993). Sachida *et al.* (2004) seguem a recomendação de Wooldridge (2002) e tentam

solucionar este tipo de problema por meio de uma estimação com mínimos quadrados ordinários de dois estágios com a utilização de variáveis instrumentais.

De acordo com Stock e Watson (2004) a causalidade que geralmente vai da educação para salários também vai dos salários para a educação, na medida em que o nível salarial do indivíduo pode muito bem determinar seu nível ótimo de escolaridade, de forma que ambas as variáveis passam a ser determinadas dentro do modelo. Se for esse o caso, a causalidade vai para trás (de salário para educação), e para frente (de educação para salário), isto é, há causalidade simultânea. Se ela existe, uma regressão por MQO capta ambos os efeitos, de modo que o estimador torna-se viesado e inconsistente.

Para solucionar esse problema, a equação de salário foi estimada e utiliza-se como instrumento a variável número de pessoas por família, também extraída das PNAD's de 2001, 2006 e 2012. A ideia para a utilização deste instrumento é que existe uma relação inversa entre educação e número de pessoas por família, como é explicado no estudo de De La Croix e Doepke (2003) e Berni (2007). De acordo com estes autores, quanto maior o número de indivíduos em uma família, menor será os anos de estudos devido a restrição orçamentária e, portanto, essa é uma excelente variável que pode ser utilizada como instrumento.

Após a escolha da variável candidata a instrumento é necessária à utilização do teste de Hausman. Este tipo de teste é utilizado para confirmar a endogeneidade da variável *educação*. Se a hipótese nula de exogeneidade não for aceita, significa que a variável *educação* é realmente endógena.

O teste de Hausman indicou que a hipótese de exogeneidade foi rejeitada, indicando que a variável *educação* é endógena na equação de salários, uma vez que os *p-valores* encontram-se iguais a zero. Assim, o uso do método de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) é o mais apropriado se comparado aos mínimos quadrados ordinários.

A tabela 1.3, a seguir, apresenta as estimativas em segundo estágio obtidas por meio de mínimos quadrados de dois estágios para as equações de salários dos anos de 2001, 2006 e 2012. Todos os coeficientes são estatisticamente significantes ao nível de 1% e apresentam os sinais esperados.

Os resultados obtidos para os coeficientes da variável *educação*, os retornos médios da escolaridade foram de 22.32%, 20.66% e 16.66% para os anos 2001, 2006 e 2012, respectivamente. Com isso, já se pode notar que, apesar de ser a variável mais importante para explicar o salário, a educação vem apresentando diminuição de seu retorno médio. De certa forma, esses resultados corroboram com diversos autores, tais como Sachida *et al.* (2004) que usa dados da PNAD de 1996, e o modelo estimação de Heckman para corrigir o viés de seleção

amostral, encontra-se um retorno médio para os anos de escolaridade de 12.9% no Brasil. Cruz *et al.* (2011) estima uma equação de salários para as Macrorregiões do Brasil e encontra para o Nordeste os retornos médios de escolaridade que foram de 21.03%, 18.18% e 12.81%, para os anos de 2001, 2004 e 2006, respectivamente.

Com relação a variável *sexo*, pode-se verificar que os homens são melhores remunerados que as mulheres, ou seja, há discriminação de gênero em favor dos homens no mercado de trabalho brasileiro, mas que o diferencial de rendimentos reduziu, os resultados mostram que as mulheres ganhavam, respectivamente, 51.42% e 45.12% a menos que os homens em 2001 e 2012. Esta tendência de queda da discriminação por sexo no mercado de trabalho nordestino também foi verificado por Berni (2007) que mostra que os homens ganhavam em média 51.49% a mais que as mulheres em 1995 e 35.23% em 2005.

O retorno da experiência potencial é positivo e reduz com o aumento da experiência (concavidade para baixo da função de rendimentos em relação à experiência, controlado pelos demais fatores). Nota-se que a experiência se reduziu de 7,61% para 3.93%, de 2001 e 2012, respectivamente.

Para a variável *raça*, verifica-se que existe discriminação de cor. Por exemplo, no ano de 2001 os brancos ganhavam em média 2.51% a mais que as outras raças. Esta discriminação segue em queda durante o período analisado, pois em 2006 os brancos recebiam em média 1.56% a mais que pessoas de outras raças. Já em 2012, esse *percentual* aumentou, os brancos recebiam em média, 4.57% a mais que os negros, indígenas, parda, e amarela. Logo, as outras raças possuem em média rendimentos inferiores aos brancos.

Comparando com os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, apenas os empregadores possuem rendimento médio superior em 2001, 2006 e 2012, controlado pelas demais variáveis. Contudo, este diferencial aumentou no período de 31.71% para 50.79%.

Por sua vez, o setor de atividade 'agricultura' possui o menor nível de remuneração ao ser comparado com o setor Construção para os períodos estudados. Administração pública para os anos 2001 e 2006 foi menor remunerado que o setor agrícola, mas em 2012 passa a ser melhor remunerado.

Já Educação, saúde e social e serviços domésticos possuem um rendimento inferior que a atividade agrícola para os anos 2001, 2006 e 2012. Salvato *et al.* (2013) mostra que atividade agricultura apresenta o menor nível de remuneração ao ser comparado com os demais setores.

Note, ainda, que a região Nordeste do Brasil possui rendimento médio condicional menor que a renda Norte nos anos de análise. A Região Sul em 2001 também apresentou

rendimento menor que a Norte, mas esse rendimento aumentou para os anos 2006 e 2012. A Região Sudeste apresentou rendimento inferior ao Norte no ano de 2006.

Tabela 1.3 – Estimativas de Segundo Estágio Brasil, 2001, 2006 e 2012. Variável dependente: log (rendimento trabalho principal)

Grupo de Variável	Variáveis Explicativas	2001	2006	2012
Escolaridade	Educação	0.2232	0.2066	0.1666
		(540.01)	(561.80)	(595.51)
Gênero	Sexo	-0.5142	-0.5181	-0.4512
		(-1814.16)	(-1551.21)	(-1660.90)
Experiência	Experiência potencial	0.0761	0.0668	0.0393
	Experiência potencial ao quadrado	(865.04)	(1052.23)	(1131.70)
		-0.0006	-0.0005	-0.0002
		(-941.89)	(-842.27)	(-258.47)
Raça	Raça	0.0251	0.0155	0.0457
		(51.21)	(37.86)	(147.71)
Sindicato	Sind	0.0073	0.0144	0.0183
		(13.38)	(35.14)	(55.46)
Ocupação	Empregado sem carteira de trabalho assinada	-0.2047	-0.2602	-0.2384
		(-480.64)	(-680.45)	(-735.64)
	Conta Própria	-0.2916	-0.4253	-0.2823
		(-825.90)	(-1279.19)	(-909.95)
Empregador	0.3168	0.3580	0.4604	
	(249.59)	(351.86)	(575.17)	
Atividade	Indústria de Transformação	0.0451	-0.0718	0.0652
		(40.14)	(-69.63)	(81.43)
	Construção	0.2148	0.1154	0.2882
		(299.34)	(162.35)	(531.84)
	Comércio e Reparação	-0.0112	-0.0730	0.0505
		(-8.53)	(-64.89)	(60.11)
	Administração Pública	-0.010	-0.1209	0.1296
		(-47.22)	(-64.46)	(93.08)
Educação, Saúde e Social	-0.2275	-0.2567	-0.0312	
	(-99.24)	(-130.59)	(-21.02)	
Serviços Domésticos	-0.0168	-0.0990	-0.0242	
	(-17.32)	(-146.52)	(-38.45)	
Região	Nordeste	-0.2447	-0.3167	-0.2191
		(-405.97)	(-670.56)	(-519.29)
	Sudeste	0.0527	-0.0156	0.1083
		(95.69)	(-31.04)	(254.12)
	Sul	-0.0072	0.0064	0.1322
		(-12.47)	(12.80)	(295.49)
Centro-Oeste	0.0869	0.0631	0.2060	
	(138.17)	(113.04)	(416.22)	
Constante		3.0319	3.7262	4.6282
		(853.80)	(1176.19)	(1971.68)
	R2	0.3536	0.3763	0.3450
	Estatística F	150.0000	160.0000	130.0000
	Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000
	Hausman (Prob>chi2)	0.0000	0.0000	0.0000
	Nº de observações (amostra estendida)	47188516	49162891	51795417

Fonte: Cálculo da autora a partir dos dados da PNAD.

Nota: Estatística z entre parênteses.

7 RESULTADOS DA DECOMPOSIÇÃO

Lembrando que a decomposição em nível mostra os principais determinantes da desigualdade de renda dos rendimentos no Brasil num determinado período de tempo, enquanto que a decomposição da diferença indica os principais determinantes da variação na desigualdade entre dois períodos distintos.

Para variáveis explicativas que entram na equação de rendimentos como a variável educação, seus respectivos S_j 's terão uma interpretação direta. No entanto, tal interpretação torna-se diferente para variáveis que entram na equação de formas alternativas, como variáveis, com efeito, não-linear. Para o caso das variáveis como educação, se o seu S_j , ou seja, sua contribuição para explicar a desigualdade é igual a y %, isto significa que tal variável é responsável por y % da desigualdade num determinado período. Esta interpretação é diferente para variáveis que possuem um efeito não-linear como \exp e \exp^2 . Neste caso, a contribuição da categoria \exp para a desigualdade de renda seria dada pela soma dos seus dois S_j 's - do linear e do não-linear.

7.1 Decomposição para o período 2001-2012

Pode-se observar na tabela 1.4, a seguir, que o ano de 2001 apresenta a variável *educação* como principal determinante da desigualdade de salário. Seu valor, 46.11%, é superior ao observado em 2012, 32.98%. Esses resultados corroboram com os resultados de Berni (2007) que encontrou que a educação explica 41.82% da desigualdade de renda em 1995 e 39.12% em 2005 para o Nordeste como um todo. Ramos e Vieira (2001) também encontram um valor de 33% para o ano de 1999, em nível nacional, o que coincide com o resultado apresentado na nota técnica do IPEA (2006) para o período 2001-2004.

A redução da participação da variável *educação* na explicação da desigualdade se deve à diminuição dos retornos médios da escolaridade, como se pode ver na tabela 1.3. Como afirma Soares (2006), o maior acesso à educação pode ter levado a força de trabalho a se tornar mais qualificada e isto tem provocado uma diminuição dos retornos médios da escolaridade num ambiente em que a oferta de trabalho é maior que a demanda.

A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é da variável *ocupação* com 6.66% seguida por *gênero* com 5.14% para 2001.

A última coluna da tabela 1.4 mostra os resultados da “decomposição da diferença”. As variáveis *educação*, *gênero*, *experiência* e *ocupação* são as que contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 2001-2012. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 78.46%.

Tabela 1.4: Contribuição das variáveis explicativas para a desigualdade de renda
Decomposição em nível e Decomposição da diferença para o Brasil - 2001/2012

Variáveis Explicativas	Sj(lnY), 2001	Sj(lnY), 2012	$\Pi_j(GINI)$, 2001 - 2012
Educação	0.4611	0.3298	0,7846
Gênero	0.0514	0.0493	0,0565
Raça	0.0034	0,0060	-0,0030
Experiência	-0.0123	-0.0221	0,0121
Sindicato	0.0005	0.001	-0,0003
Ocupação	0.0666	0.0794	0,0349
Atividade	-0.0055	0.0160	-0,0584
Resíduo	0.4348	0.5408	0,1736

Fonte: Elaboração própria.

7.2 Decomposição para o Período 2006-2012

Os resultados na tabela 1.5, a seguir, indicam que a variável *educação* é o principal determinante da desigualdade de salários do Brasil. Verifica-se que para os anos de 2006 e 2012, os anos de escolaridade das pessoas ocupadas explicam, respectivamente, 41.61% e 32.98%, da desigualdade.

A variável *ocupação* é o segundo determinante mais importante da desigualdade salarial em 2006, com uma contribuição de 9.64%. No entanto, este valor passa para apenas 7.94% em 2012.

Tabela 1.5: Contribuição das variáveis explicativas para a desigualdade de renda
Decomposição em nível e Decomposição da diferença para o Brasil - 2006/2012

Variáveis Explicativas	Sj(lnY), 2006	Sj(lnY), 2012	$\Pi_j(GINI)$, 2006 - 2012
Educação	0.4161	0.3298	0.7687
Gênero	0.0514	0.0493	0.0600
Raça	0.0020	0,0060	-0.0143
Experiência	-0.0140	-0.0221	0.0190
Sindicato	0.00085	0.001	0.0012
Ocupação	0.0964	0.0794	0.1656
Atividade	-0.0101	0.0160	-0.1168
Resíduo	0.4573	0.5408	0.1166

Fonte: Elaboração própria

Em seguida, na ordem de importância, aparece a variável *gênero* com 5.14% em 2006 e 4.93% em 2012, influenciado pela diminuição na discriminação salarial entre homens e mulheres.

Vale observar que o resíduo na “decomposição em nível” é de aproximadamente 50%. Este resíduo mostra que as variáveis explicativas da equação de salários não explicam mais que a metade da desigualdade de salários. Estes resíduos, apesar de elevados, também são observados nos trabalhos de Fields (2002) e Contreras (2003). Berni (2007) encontra para os períodos 1995, 2001 e 2005, os resíduos de 0.46, 0.40 e 0.49, respectivamente.

Pode-se perceber, na última coluna da tabela 1.5, que as variáveis *educação, gênero, experiência, sindicato e ocupação* são as que contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 2006-2012. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 76.87%. As variáveis com sinal negativo não contribuíram para a diminuição da desigualdade.

8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho utilizou uma metodologia de decomposição – definida em Fields (2002) – da desigualdade de renda dos salários no Brasil capaz de indicar quais são as principais variáveis que contribuíram para a explicação da desigualdade de renda. Inicialmente, estimou-se a equação de rendimentos e em seguida, aplicou-se a decomposição em nível e em diferença.

Antes de realizar a decomposição foi possível mostrar que a desigualdade de renda no Brasil vem caindo nos últimos anos por meio da determinação do coeficiente de Gini. Entretanto, verifica-se que essa desigualdade ainda é muito elevada.

Os resultados obtidos para os coeficientes da variável *educação*, os retornos médios da escolaridade foram de 22.32%, 20.66% e 16.66% para os anos 2001, 2006 e 2012, respectivamente. Com isso, já se pode notar que, apesar de ser a variável mais importante para explicar o salário, a educação vem apresentando diminuição de seu retorno médio.

Para a variável *raça*, verifica-se que existe discriminação de cor. Por exemplo, no ano de 2001 os brancos ganhavam em média 2.51% a mais que as outras raças. Esta discriminação segue em queda durante o período analisado, pois em 2006 os brancos recebiam em média 1.56% a mais que pessoas de outras raças. Já em 2012, esse *percentual* aumentou, os brancos recebiam em média, 4.57% a mais que os negros, indígenas, parda, e amarela. Logo, as outras raças possuem em média rendimentos inferiores aos brancos.

A variável *educação* mostrou ser a mais importante na explicação da desigualdade para o ano de 2001 na “decomposição em nível”, seguida da variável *ocupação* com 6.66% e

Gênero com 5.14% para 2001. Em 2006, a variável *educação* também foi a mais importante, seguida a variável *ocupação* é a segunda determinante mais importante da desigualdade salarial em 2006, com uma contribuição de 9.64%. Para o ano de 2012, a *educação* continuou como a principal determinante da desigualdade de renda, também seguida pela variável *ocupação* e *gênero*.

Com relação à “decomposição da diferença”, a variável *educação* mostrou-se também a mais importante, tanto no período 2001-2012, quanto no período 2006-2012, embora seu peso tenha sido maior no segundo caso. A variável *gênero* ocupa o segundo lugar neste tipo de decomposição para os dois períodos.

Em linhas gerais, foi constatado que pela estimação da equação de salários e pelo método de decomposição em nível utilizado, a *educação* mostrou ser o fator mais importante na explicação da desigualdade para o período os anos de 2001, 2006 e 2012, sendo o período mais recente da PNAD. Com isto, pode-se afirmar que modificações nos níveis educacionais da população brasileira, possuem uma importância considerável na desigualdade de renda desta, o que deve ser considerado como um fator relevante na consecução de políticas públicas.

CAPÍTULO 2 - O IMPACTO DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DOS TRABALHOS AGRÍCOLAS

1 INTRODUÇÃO

A concretização de uma política de salário mínimo, em quaisquer de suas configurações, por país ou região, visa atingir pelo menos uma das finalidades: estabelecer um piso para a determinação de salários de menor remuneração; proteger classes de trabalhadores mais vulneráveis; estabelecer normas para que trabalhos iguais tenham a mesma remuneração; tornar-se instrumento de política macroeconômica. Em contrapartida, sabe-se que a alta concentração de renda é um dos principais problemas enfrentados pelo Brasil.

Nos últimos anos, diversos estudos assinalaram uma tendência de redução da desigualdade na distribuição de renda no país. Oliveira (2010) destaca que existem diversos determinantes para esta queda na desigualdade, no entanto, destaca-se a contribuição da parcela do rendimento proveniente do trabalho.

Já que grande parcela da redução da desigualdade, nos anos recentes, deve-se a mudanças nos próprios rendimentos do mercado de trabalho, cabe compreender os determinantes desta parcela da renda. Na opinião de Barros *et all.* (2010), o mercado de trabalho é tanto revelador como causador de desigualdades. O efeito revelador significa que maior escolaridade, experiência e outras características de produtividade, levam a um maior rendimento, assim diferenças salariais seriam uma tradução das diferenças pré-existentes. É causador de desigualdades ao remunerar trabalhadores igualmente produtivos de forma diferenciada, neste ponto a discriminação é o fator determinante.

Por outro lado, nota-se, que há uma valorização do salário mínimo (SM) nos últimos anos no Brasil. À guisa de ilustração, quando se compara o valor real do SM do ano de 2002 e o de 2012, observa-se um aumento de 66% (DIEESE,2014). Alguns autores assinalam a importância dessa valorização para o decréscimo nos indicadores de desigualdade do país no período recente (SALM, 2006; DEDECCA, 2006), enquanto outros, como Barros (2006), advogam que o Programa Bolsa Família (PBF) seria um instrumento mais efetivo para promover uma melhora distributiva, sobretudo no que se refere à cauda inferior da distribuição de renda.

Apesar destas comprovações, constitui-se importante campo de pesquisa o entendimento dos efeitos do salário mínimo sobre os diferentes setores da economia e as diversas categorias de empregados agrícolas.

Isto posto, este trabalho tem como objetivo investigar a contribuição do SM para o processo de desconcentração dos rendimentos das diferentes categorias de empregados

agrícolas (permanentes e temporários). Constrói-se, dessa forma, o que denomina de distribuição contrafactual, a qual pode ser confrontada com a distribuição original dos salários da população. No qual, se faz reponderando a amostra conforme alguma característica que se pretende estudar. As variáveis causais consideradas neste capítulo foram Salário Mínimo (SM), o grau de formalidade e os atributos pessoais. O exercício contrafactual se baseia na seguinte simulação: qual seria a contribuição das variáveis causais na distribuição de renda dos empregados agrícolas (temporário ou permanente)? Neste caso, os dados foram extraídos da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2002 e 2012.

Para tanto, será utilizado uma abordagem não paramétrica apresentada em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) cujo os efeitos sobre o valor dos salários de um determinado atributo da população ou um fator que influencie o comportamento da mesma são mensurados por meio da estimação da função de densidade, reponderando-se as amostras pelo atributo que se pretende analisar.

Este capítulo se diferencia da literatura, pois se verifica, no entanto, qual é o efeito da elevação do salário mínimo real sobre os rendimentos das diferentes categorias de empregados agrícolas (permanentes e temporários) no Brasil.

Além da introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: a seção dois mostra alguns fatos estilizados. Na terceira faz-se uma revisão da literatura em termos de arcabouços teóricos e empíricos. Na quarta é apresentada a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). Na quinta seção faz-se uma descrição da base de dados. Na sexta seção apresenta-se os resultados e as discussões. E por último, são tecidas as considerações finais.

2 FATOS ESTILIZADOS

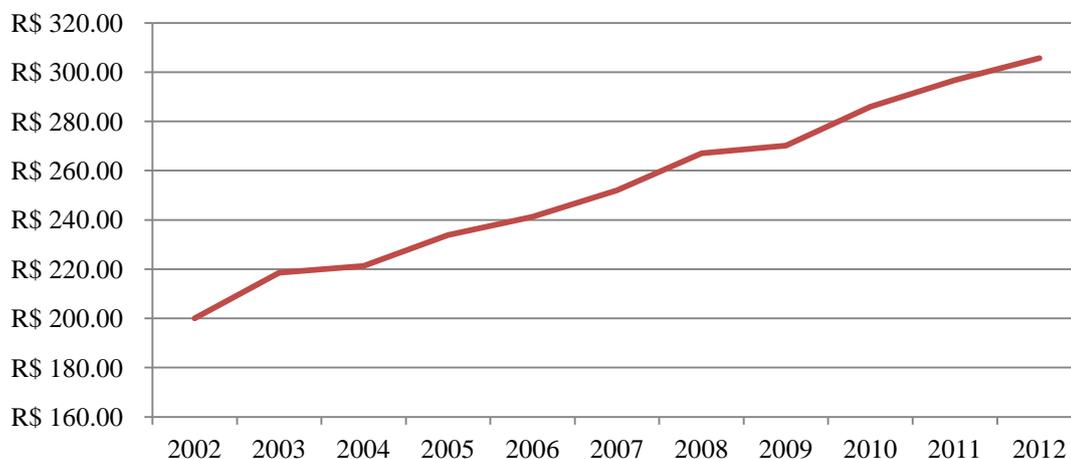
Dado que o salário real é um dos principais determinantes dos níveis de emprego, bem como um dos indicadores de distribuição de renda do país. Assim sendo, surge-se a necessidade de analisar o impacto que esta evolução do SM real teve sobre a desigualdade de renda.

Para Dedecca (2006), a política de valorização do salário mínimo real, além de ter contribuído com a queda recente da desigualdade, tende a ter efeitos cumulativos sobre os níveis de renda. Significa dizer que a elevação do seu valor real tem grande potencial enquanto política de combate à desigualdade.

O gráfico 2.1, a seguir, mostra a evolução do salário mínimo real durante o período de 2002 a 2012. Nota-se que o mesmo passou por um processo de recuperação de seu valor real perdido ao longo das décadas anteriores, pode-se ver que seus valores foram de 200,00 e

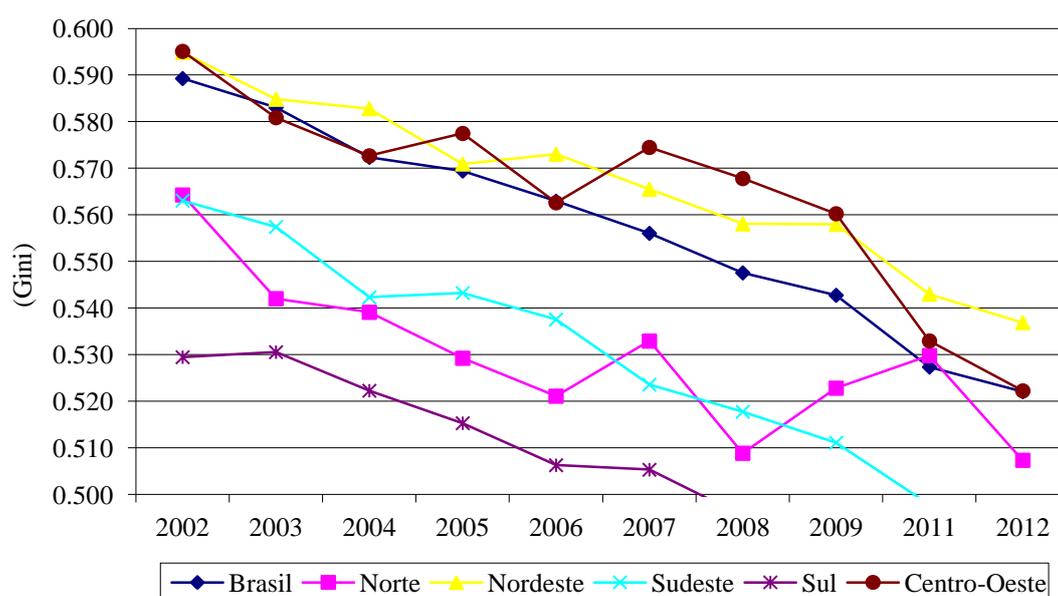
305,69 para os anos 2002 e 2012, respectivamente. Logo, ocorreu uma valorização 52,8% no salário real que é um dos principais determinantes dos níveis de emprego.

Gráfico 2.1- Evolução do Salário Mínimo Real: 2002-2012



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEA/ ano base 2002-IPCA.

Gráfico 2.2- Índice de Gini para as Regiões Brasileiras: 2002-2012



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

No mesmo período, no gráfico 2.2, observa-se que a desigualdade de renda reduziu-se no Brasil, bem como em todas as grandes regiões. Pode-se ver que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,589 a 0,522 no período analisado, que significou uma redução de 11,4% na desigualdade de renda. Seguindo a tendência da economia brasileira, todas as macrorregiões também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda. A região Nordeste apresentou uma redução de 9,7%, passando de 0,595 para 0,537. Já o Sudeste exibiu uma redução de

12,1%, passando de 0,563 para 0,495. Sendo o Sul a Região que apresentou a maior redução do Gini, com 13,3%.

A simultaneidade desses dois movimentos dos gráficos sugere que o aumento do salário mínimo teria contribuído para a redução das desigualdades de rendimento. Desta forma dado que a desigualdade de renda existente entre as regiões brasileiras é um problema recorrente.

3 REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção, opta-se por analisar alguns estudos sobre o problema de desigualdade de renda no Brasil; sobre os impactos distributivos do SM; desigualdade de renda e características individuais; e o impacto da valorização do SM no trabalho agrícola.

3.1 Desigualdade de Renda

Para Pessoa (2000) há dois enfoques em relação ao problema de desigualdade de renda: i) está relacionado à diferença de renda *per capita* entre as regiões; e ii) bem menos significativo do que o primeiro, se refere à distribuição espacial da produção. Segundo o autor, supondo-se que há perfeita mobilidade de mão de obra, só pode haver diferencial de renda *per capita* entre as regiões se as características dos indivíduos das regiões diferirem. As políticas de desenvolvimento baseadas em subsídios e acumulação de capital físico, adotadas no Brasil, são mais adequadas ao segundo problema apesar de tentarem focar no primeiro.

Nesse sentido, é importante conhecer os efeitos dos fatores condicionantes da desigualdade de renda no Brasil, para que se possa discutir melhor o desenvolvimento de políticas favoráveis a uma maior equidade.

Firpo *et al.* (2003) contribuem para o entendimento da evolução da desigualdade de renda no Brasil, de 1981 a 2001, ao identificar, sob algumas hipóteses, os efeitos idade, período e corte. Usam apenas as variáveis: educação e experiência, a partir dos microdados PNAD e do método de identificação proposto por Deaton e Paxson (1994). Concluem que a desigualdade de renda aumenta para as gerações mais novas, sendo esse aumento mais acentuado para a medida de renda do trabalho principal; a desigualdade de rendimentos do trabalho principal cresce acentuadamente com a idade, sobretudo para os grupos de maior escolaridade; a desigualdade de renda de todas as fontes tende a se reduzir após certa idade para os grupos de menor escolaridade; e há um efeito significativo de aumento da desigualdade de renda observado em 1989 e 1993, períodos de alta aceleração inflacionária.

As explicações para isso, segundo Ney e Hoffmann (2003) são que vários fatores conjunturais e estruturais têm contribuído para manter a disparidade de renda sempre em níveis

elevados. Entre os conjunturais estão o processo de industrialização por substituição de importações, às políticas de governo que achatavam os salários e perseguiram os sindicatos durante os anos de regime militar e a inflação. Já os estruturais estão a distribuição da riqueza, o crescimento acelerado dos diversos setores da economia o que gerou distúrbios no mercado de trabalho, e as diferenças de escolaridade entre as pessoas.

A discussão acerca da desigualdade de renda vem se apresentando como tema recorrente tanto no meio acadêmico quanto nas distintas esferas de governo. Reduções no grau de desigualdade de renda são metas perseguidas por determinadas políticas públicas que promovem a igualdade entre os indivíduos, além de diminuir a pobreza e principalmente, a extrema pobreza. Trabalhos como de Hoffmann (2009), Barros *et al.* (2010), ressaltam uma convergência decrescente nos indicadores da desigualdade de renda no Brasil no período de 2001 a 2007. Entretanto, nota-se que esse declínio não segue homogêneo entre as regiões brasileiras.

Ao comparar as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, Duarte *et al.* (2003), fazem exercícios contrafactuais entre essas regiões. Utilizam método semiparamétrico, seguindo DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e valem-se de dados da PNAD de 1999. Construíram densidades contrafactuais, reponderando a distribuição da Nordeste/Ceará pelo perfil de escolaridade Sudeste/São Paulo. Encontram que entre 12% e 36% do diferencial de renda é explicado pelo diferencial de escolaridade; a reponderação pela escolaridade aumentou renda média nos contrafactuais em cerca de 55% a; a renda do contrafactual do Nordeste equivale a 93% da renda média brasileira.

Recentemente, querendo descobrir o que houve com a desigualdade salarial no Brasil no período de 1980 a 2009 e medir a contribuição de educação, experiência, atividade econômica que o indivíduo trabalha e região geográfica em que mora, Silveira (2012), utilizou a metodologia baseada em Lemieux (2002) e Dinardo, Fortin e Lemieux (1996). Concluíram que a partir do ano 2000, houve uma queda enorme na contribuição das variáveis que fez a variância diminuir bastante. Concluiu que ocorreu no Brasil uma mudança significativa de retornos à educação e que esse é responsável pela queda da desigualdade salarial verificada nos anos 2000.

Ao analisar a desigualdade de renda dos trabalhos agrícolas brasileiro, Corrêa (1999) afirma que a variável posição na ocupação aparece como o mais relevante condicionante do rendimento do trabalho no setor agropecuário brasileiro, estando associada às diferenças na distribuição prévia da propriedade e na acumulação do capital físico. Já Neves (1997) verificou, para os anos de 1973, 1982 e 1988, que os empregadores obtiveram, sempre, os níveis mais

altos de rendimentos no setor. Ney e Hoffmann (2003) obtiveram resultados semelhantes e mostram que a renda média dos empregadores (R\$ 1.402,00) era 5,3 vezes maior do que a dos agricultores familiares (conta própria), cuja renda média era de R\$ 266,00.

3.2 Os Impactos Distributivos do Salário Mínimo

No Brasil, o debate sobre os efeitos do salário mínimo sobre a desigualdade ganhou eficácia com o artigo de Macedo e Garcia (1978), no qual os autores contestaram a importância do salário mínimo na determinação dos salários dos trabalhadores não qualificados. Sem dúvida, esse estudo desencadeou uma série de trabalhos que investigavam a importância do mínimo sobre a distribuição de salários.

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

Fajnzylber (2001) por sua vez, utilizou *dummies* para cada faixa de salários em suas regressões a fim de captar esses efeitos diferenciados e investiga os efeitos do SM sobre os rendimentos e o emprego dos trabalhadores, por meio dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE no período de 1982 a 1997. O autor utilizou a metodologia desenvolvida por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000) e estimou a variação percentual dos ganhos de um indivíduo como função da variação percentual do salário mínimo e da variação percentual do salário mínimo defasado em um ano, além de alguns controles. Os resultados revelaram efeitos significativos do SM sobre os rendimentos individuais em toda a distribuição de renda dos trabalhadores formais e informais. As elasticidades obtidas são próximas de um para aqueles com remuneração próxima do mínimo e caem à medida que os rendimentos ficam maiores. Esses efeitos tendem a serem maiores no curto prazo, para homens, para chefes de famílias e valem tanto para os trabalhadores do setor formal como para os do setor informal.

Na mesma perspectiva, Firpo e Reis (2006) analisaram o papel do aumento do salário mínimo (SM) na redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho principal de 2001 a 2005. Obtém a contribuição do salário mínimo para a desigualdade pela diferença entre o indicador de desigualdade medido por meio da distribuição ressaltada e o indicador calculado via distribuição contrafactual dos rendimentos. Os resultados identificam que o salário mínimo teria contribuído com 36% da redução do índice de Gini no período de 2001 a 2005.

Ao estudarem como seria a distribuição salarial em 1988 se o salário mínimo fosse o mesmo que em 1981, Menezes Filho e Rodrigues (2009) utilizaram a metodologia proposta por DiNardo *et al.* (1996). Consideraram cinco fatores explicativos da distribuição salarial: variações do salário mínimo real; mudança no grau de sindicalização; mudanças no nível de escolaridade dos trabalhadores; modificações na distribuição das características individuais, menos o nível de sindicalização e de escolaridade; e mudanças residuais. Concluíram que há efeitos importantes do mínimo sobre a desigualdade brasileira.

Já Neder e Ribeiro (2010) investigaram a contribuição do salário mínimo para o procedimento de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2008, utilizaram a metodologia proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), com alguns ajustamentos. As variáveis causais consideradas no estudo foram o SM, o grau de formalidade e os atributos pessoais. Os efeitos das simulações para trabalhadores do gênero feminino e masculino assinalaram que o salário mínimo teve impacto equalizador em ambos os casos, contudo o impacto referente às mulheres é mais acentuado.

3.3 Desigualdade de renda e características individuais

Na economia, a discriminação é definida como tratamento desigual de iguais baseados em critérios irrelevantes para a atividade envolvida. Entre os diversos tipos de discriminação econômica a discriminação no mercado de trabalho é destaque na literatura. De fato, rendimentos desiguais podem ser reflexos de discriminação tanto incluso quanto fora do mercado de trabalho, no que tange às condições de acesso à educação e a outros recursos.

De acordo com Lam (1999), no Brasil os negros que têm pais menos educados, permanecem com um baixo nível educacional em virtude da forte correlação entre níveis educacionais dos pais e dos filhos. Logo, é refletido no mercado de trabalho na forma de rendimentos inferiores para os negros.

Segundo Ramos e Vieira (2000), disparidades salariais podem ser geradas por quatro grupos de fatores: forma de ressarcimento por postos de trabalho que têm diferenças como risco de acidente, insalubridade, mas ocupados por trabalhadores com idêntico potencial produtivo; heterogeneidade de trabalhadores como educação e experiência; segmentação no mercado entre trabalhadores igualmente produtivos sem base em critérios tangíveis, como posição geográfica; atributos não produtivos, discriminatórios, como raça e gênero.

Soares (2000) afirma que parte da discriminação sofrida pelos negros ocorre na inclusão e não na remuneração e ainda destaca que a disparidade salarial pode vir de três causas: qualificações desiguais, inserções no mercado de trabalho distintas ou diferencial de

rendimentos puro. O autor mostra que uma vez estimada a decomposição de Oaxaca-Blinder usando controles para a ocupação, o poder explicativo da discriminação diminui sensivelmente tanto para negros quanto para negras, usando como referência os homens brancos.

Bourguignon *et al.* (2002) por meio de uma extensão de Oaxaca – Blinder (1973) analisam as diferenças entre as distribuições de renda do Brasil, EUA e México. Essa metodologia consiste na simulação de distribuições contrafactuais construídas a partir da substituição dos valores originais dos parâmetros da distribuição outro país. Mede o efeito na distribuição de renda de um país caso algum atributo dos indivíduos, identificada por um parâmetro da distribuição de renda, seja igualada a de outro país. Concluem que a desigualdade de dotação de capital humano e transferências explicam cerca de 2/3 da diferença de desigualdade entre o Brasil e o EUA.

Já Cambota (2005) analisou a discriminação salarial por raça e gênero dentro das densidades das distribuições de rendimento dos setores de atividade, comparando as regiões Nordeste e Sudeste. A autora utilizou os dados da PNAD 2002 e uma metodologia semi-paramétrica e outra paramétrica. Concluiu que existe discriminação contra mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões, e que esta é maior contra mulheres.

Como destaca Cacciamali e Hirata (2005), a discriminação existe quando pessoas com atributos iguais, exceto pela sua raça e gênero, são remuneradas de forma diferente, tendo em vista apenas estes atributos não produtivos. Se não houvesse discriminação, pessoas com as mesmas características produtivas, independente de raça ou gênero, teriam salários similares.

Recentemente, Souza *et al.* (2013) analisaram para o Brasil e regiões, a partir dos dados das PNADs de 2001 e 2011 quanto da desigualdade de renda entre os grupos de raça e gênero é explanada pela discriminação e quanto pela diferença de habilidades dos trabalhadores. Utilizaram a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) e de Machado e Mata (2005) que leva em consideração o resultado por quantil, a partir de regressões quantílicas. Concluíram que a discriminação é o que explica a diferença salarial entre gêneros; diferenças de atributos produtivos é a principal causa da diferença salarial entre as raças; há diferentes padrões regionais e por quantis da discriminação.

3.4 O impacto da valorização do SM no trabalho agrícola

Conforme Campolina *et al.* (2009), nos últimos anos os mercados de trabalho rural e agrícola mudaram substantivamente, modificaram também os perfis de seus trabalhadores. Cada vez mais moradores do campo desenvolvem atividades outras que não as ligadas ao campo e parcela importante do trabalho na agricultura é desenvolvida por moradores de

núcleos urbanos. Entretanto, esse distanciamento ainda não representa o fim do predomínio de trabalhadores residentes no meio rural nas atividades agrícolas. Efetivamente, 70% dos trabalhadores engajados em atividades agrícolas residem no campo e 73% dos moradores no campo desenvolvem atividades primárias.

Os primeiros trabalhos que tiveram um enfoque baseado na análise do mercado de trabalho agrícola para a América Latina e Caribe foram feitos no final da década de 1970, entre os quais se destacam os clássicos de Anderson e Leiserson (1980); Figueroa (1981); De Janvry; Sadoulet e Wilcox, (1986); e Klein (1992). Estes autores basearam-se em censos demográficos de diferentes países latino-americanos para avaliar a importância do trabalho e do rendimento dos setores não-agrícolas na composição do rendimento das populações rurais. Para os anos analisados, esses trabalhos mostram que algo entre 25% e 30% das ocupações da população em áreas rurais se concentrava em atividades não-agrícolas.

Nesse cenário, o crescimento das atividades não-agrícolas passou a ser visto – e os dados o corroboravam – como um caminho para a redução da pobreza rural e, em consequência, da desigualdade de renda. Todavia, as atividades não-agrícolas apresentam elevado grau de heterogeneidade, chegando, inclusive a reforçar a desigualdade de renda, o que, somado à persistência da pobreza nas áreas rurais, implicou a retomada da discussão sobre o mercado de trabalho rural, marcada agora por um maior ceticismo quanto às potencialidades das atividades não-agrícolas.

Alguns autores na literatura evidenciaram a importância do salário mínimo como um dos determinantes da desigualdade da distribuição da renda no setor agrícola. Entre eles, Staduto; Bacha e Bacchi (2002) analisam o comportamento dos salários agrícolas e estima modelos de determinação para esses salários no Brasil no período 1971-1996 acham resultados consistentes, mostrando que o salário mínimo teve profunda importância na determinação dos salários agrícolas, funcionando como indexador desses salários.

Cunha (2008) estuda os diferenciais e os determinantes salariais dos empregados na agricultura brasileira, no 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 para a determinação da renda média dos empregados no setor canavieiro brasileiro. Concluem que 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%).

Conforme Oliveira (2009), ao se analisar a evolução do mercado de trabalho agropecuário nacional e regional, demonstra-se 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.

Recentemente, Oliveira (2010) avalia os determinantes dos salários dos empregados na lavoura de cana-de-açúcar e em outras atividades agropecuárias no Brasil entre 1995 e 2007. Os autores utilizam dados de 2009 e analisaram os determinantes dos salários dos empregados agrícolas, especificamente na lavoura de cana-de-açúcar e os determinantes dos rendimentos, querendo compreender as diferenças entre as distintas categorias de empregados na agricultura brasileira (temporários/permanentes e com carteira/ sem carteira assinada).

4 METODOLOGIA

Nesta seção é apresentado um modelo semiparamétrico proposto em Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) para construir funções de densidade contrafactuais, e encontrar os efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho, atributos pessoais e os efeitos das mudanças do SM.

O método de densidade contrafactuais compreende duas etapas: a primeira, paramétrica, que se resume à construção de funções de reponderação, e a segunda, não paramétrica, que consiste na estimação, *Kernel*, esta abordagem permite que os dados falem por si na estimativa da função densidade ao invés de supor, como é o caso do método paramétrico, uma determinada distribuição e, por meio de uma amostra, estimar os parâmetros desta distribuição, conforme proposto por Rosenblatt (1956) e Parzen (1962).

4.1 Estimador *Kernel*

De modo semelhante ao histograma, o estimador *Kernel* considera a divisão dos dados em intervalos de classes, e a cada intervalo é associado o número de observações que pertence aos respectivos intervalos. Este método difere do histograma na medida em que os intervalos são superpostos e as observações são ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do intervalo. Fatores que contribuíram para esta ampla utilização são a

simplicidade e as boas propriedades e desde então conhecido como estimadores Rosenblatt-Parzen, também chamado estimador núcleo e denotado por $f(X)$.

Seja $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n , independente e identicamente distribuída retirada de uma distribuição de probabilidade com função de densidade $f(X)$. O núcleo da densidade $\hat{f}(x)$ de uma densidade univariada $f(X)$, baseada numa amostra aleatória $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ de tamanho n , é definido, de acordo com Rosenblatt (1956) e Parzen (1962).

Outro procedimento empírico crucial é a estimação das funções de densidade Kernel. As funções de densidade Kernel com ponderação, em especial o método intitulado “Adaptive kernel density estimation”¹, e o comando denominado *akdensity* foram utilizados nas estimativas em nosso estudo. Esse método propicia melhores resultados para distribuições multimodais com *bandwidth* variável. A função de densidade Kernel é expressa por meio da seguinte equação:

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

Sendo que: $K(\cdot)$: é uma função simétrica chamada *Kernel*, satisfazendo as seguintes propriedades: $\int_{-\infty}^{\infty} K(t)dt = 1$, $\int_{-\infty}^{\infty} tK(t)dt = 0$ e $\int_{-\infty}^{\infty} t^2K(t)dt = k \neq 0$. Quando $K(\cdot)$ for uma função não negativa ela será uma função densidade de probabilidade, o que implica que $\hat{f}(x)$ será também uma função densidade de probabilidade; h : é a largura dos intervalos de classes também conhecida como parâmetro de suavização.

No caso das funções de densidade Kernel estimadas para os anos de 2002 e 2012, utilizou-se os pesos da PNAD, porém normalizados para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Em relação às funções de densidade contrafactuais, os pesos são obtidos por meio do produto dos pesos de amostragem da PNAD e os pesos obtidos pela metodologia de reponderação. Mais uma vez, esse produto foi normalizado para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Os valores das funções de densidade Kernel foram estimados em 1000 pontos da variável x , que corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal.

O Índice de Theil, por sua vez, é calculado por meio das funções de densidade Kernel estimadas e envolve as seguintes etapas: 1) retorna-se ao valor do rendimento do trabalho em cada ponto da abscissa x utilizado na estimativa das funções de densidade por meio da

¹ Ver Kern (2003) e Jann (2007).

expressão $v = \exp(x)$, onde x é o logaritmo natural do rendimento do trabalho; 2) estima-se a função densidade de v ($f(v)$) que é igual à $f(x) / v$; 3), calcula-se o valor estimado da média de v

pela expressão $\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} v f(v) dv$. Em resumo, o índice de Theil é igual a $\int_{-\infty}^{v_{\max}} \frac{v}{\mu_v} \ln\left(\frac{v}{\mu_v}\right) dv$.

Por outro lado, o cálculo do Índice de Gini exigiu um procedimento mais complexo. Inicialmente estima-se a função de distribuição cumulativa de v a partir da integração de sua função densidade. Em seguida, calcula-se a curva de Lorenz a partir da expressão:

$$L(p) = \frac{\int_0^p Q(q) dq}{\int_0^1 Q(q) dq} = \frac{1}{\mu_0} \int_0^p Q(q) dq$$

Em que Q é a função quantílica e p é a proporção acumulada da população.

$$G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp$$

Por último, o Índice de Gini é dado pela expressão

Os núcleos mais utilizados são o uniforme, o gaussiano e o de Epanechnikov, sendo que a sua escolha é uma decisão *ad hoc* do pesquisador, que deve levar em conta a natureza da variável, cuja densidade está sendo estimada. No presente trabalho, acompanhando as sugestões de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e Butcher e DiNardo (1998), adota-se o núcleo gaussiano e trabalha-se com o logaritmo da renda do trabalho para reduzir o problema de assimetria.

A estimação de densidades contrafactuais é realizada conforme proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), onde se escolhe funções de reponderação da amostra. Pode-se considerar que cada observação da amostra é um vetor (w, z) , onde w representa os salários (uma variável contínua) e z , os atributos de cada indivíduo.

A densidade de salários em um ponto do tempo $f_t(w)$ pode ser escrita como a integral da densidade de salários condicionada a um conjunto de atributos individuais e ao tempo t_w , sendo expressa como $f(w|z, t_w; m_t)$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z :

$$\begin{aligned} f_t(w) &= \int_{z \in \Omega_z} dF(w, z | t_w, z = t; m_t) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = t; m_t) dF(z | t_z = t) \\ &= f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \end{aligned} \quad (2)$$

Em que: Ω_z é o domínio de definição dos atributos individuais.

Conforme DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), para a estimação das funções de densidade contrafactuais, é necessária a combinação de diferentes períodos do tempo. A última

linha da equação (2) tem como finalidade completar essas condições ao introduzir a notação que leva em conta essa combinação. Por exemplo, $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ é a função densidade efetiva de salários em 2002; $f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$ é a função densidade (contrafactual) que prevaleceria em 2002 se a distribuição dos atributos individuais fosse a mesma de 2012.

No intuito de estimar a função de densidade contrafactual anterior, considera-se a hipótese de que a estrutura de salários de 2002 (representada por $f(w; z, t_w = 2002, m_{2002})$) não depende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade hipotética $f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$ é:

$$\begin{aligned} f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) &= \\ \int f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z|t_z = 2012) &= \\ f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(z) dF(z|t_z = 2002) & \end{aligned} \quad (3)$$

A equação (3) define a densidade de renda do trabalho de 2002, que prevaleceria se as condições fossem similares às de 2012 e, conforme pode ser observado, é idêntica à definição em (2), exceto pela função de reponderação. Na verdade, o problema de estimação da função de densidade contrafactual desejada fica reduzido ao cálculo de ponderações apropriadas. Logo, estima-se as funções de densidade contrafactuais usando o método de estimadores de núcleo ponderados, onde usa-se um novo ponderador que contém uma estimativa para ψ_z .

Sendo que ψ_z é uma função de reponderação definida por:

$$\psi_z(z) = dF(z|t_z = 2012)/dF(z|t_z = 2002) \quad (4)$$

e

$$\hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) = \sum_{i \in S_{2002}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\psi}_z(Z_i) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \quad (5)$$

O termo h é o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade *Kernel*. Esse parâmetro é denominado de janela ou *bandwidth*.

A diferença entre a função densidade efetiva de 2002 e a função densidade hipotética corresponde ao efeito das mudanças na distribuição dos atributos dos trabalhadores. Em seguida, detalha-se a metodologia utilizada na identificação da contribuição de cada fator (salário mínimo, grau de formalidade e atributos) nos indicadores de desigualdade.

4.2 Efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho e outros atributos

Os atributos individuais \mathbf{z} consistem do status de formalização da ocupação \mathbf{u} (representado por uma variável *dummy*) e um vetor \mathbf{x} de atributos que inclui experiência², escolaridade, raça, formal, região e área censitária. Em uma linguagem algébrica, a distribuição dos atributos $F(\mathbf{z}|\mathbf{t}_z=\mathbf{t})$ é igual ao produto de $F(\mathbf{u}|\mathbf{x}, \mathbf{t}_{u|\mathbf{x}}=\mathbf{t})$ e $F(\mathbf{x}|\mathbf{t}_x=\mathbf{t})$.

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da equação (2). Ou seja, essa equação corresponde a:

$$f(w; t_w = 2002, t_{u|x} = 2002, t_x = 2002, m_{2002}) = \iint f(w|u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u|x, t_{u|x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \quad (6)$$

O primeiro passo na estimação da função densidade hipotética corresponde à construção da função densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se os graus de formalidade e informalidade, mas não os outros atributos, tivessem o mesmo nível de 2002³. A partir desse objetivo, introduz-se uma hipótese adicional em que a função densidade condicional $f(w|u, x, t_w; m_t)$ não depende do grau de formalidade e informalidade. Assim, calcula-se a função densidade que prevaleceria em 2002 se os graus de formalidade e informalidade fossem os mesmos registrados no ano de 2012, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é na verdade uma versão re-ponderada da função densidade de 2002:

$$f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2002, m_{2002}) = \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x|t_x = 2002) \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \quad (7)$$

O termo $\psi_{u|x}(u, x)$ é uma função re-ponderada e definida como:

$$\psi_{u/x}(u, x) = dF(u|x, t_x = 2012) / dF(u|x, t_x = 2002) = u \cdot \frac{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2002)} + [1 - u] \frac{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2002)} \quad (8)$$

² A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar.

³ O texto de DiNardo et al. (1996) investigou o impacto da variável sindicalização sobre os indicadores de desigualdade, porém no mercado de trabalho Brasileiro os ganhos auferidos na negociação coletiva são repassados para todos os trabalhadores, independente da sindicalização. Diante disso, optou-se por substituir essa variável pelo grau de formalidade ou informalidade do mercado de trabalho, na medida em que esses mercados têm determinantes dos rendimentos distintos.

A última parte da equação (8) é obtida e considera que o status de formalidade u toma somente os valores de zero (setor informal) e 1 (setor formal), e portanto $dF(u | x, t_{u|x}) = u \Pr(u = 1 | x, t_{u|x}) + [1 - u] \Pr(u = 0 | x, t_{u|x})$.

A função de re-ponderação $\psi_{u|x}(u, x)$ pode ser estimada por meio da razão entre as probabilidades condicionais $\Pr(u = 1 | x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2012$ e 2002 para as observações que fazem parte do setor formal e por meio da razão entre as probabilidades condicionais $\Pr(u = 0 | x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2012$ e 2002. O modelo padrão para estimar essa probabilidade é o modelo *probit*, qual seja:

$$\Pr(u = 1 | x, t_{u|x} = t) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_i H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_i H(x)) \quad (9)$$

Em que $\Phi(\cdot)$ é a distribuição normal cumulativa e $H(x)$ é um vetor de variáveis independentes, que é uma função de \mathbf{x} (o vetor de atributos individuais) e pode ser tratado como um polinômio de baixa ordem em \mathbf{x} .

Para levar em consideração a influência dos demais atributos (vetor \mathbf{x}), considera-se a densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se a distribuição de u e \mathbf{x} fossem as mesmas de 2012:

$$\begin{aligned} & f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2012, m_{2002}) \\ & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x|t_x = 2012) \quad (10) \\ & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \end{aligned}$$

Em que $\psi_x(x) = dF(x|t_x = 2012)/dF(x|t_x = 2002)$. Aplicando a regra de Bayes, esta relação pode ser escrita como:

$$\psi_x(x) = \frac{\Pr(t_x = 2012|x) \Pr(t_x = 2002)}{\Pr(t_x = 2002|x) \Pr(t_x = 2012)} \quad (11)$$

A probabilidade condicional de estar no período t , dados os atributos individuais \mathbf{x} , pode ser estimada por meio de um modelo *probit* tal como definido abaixo:

$$\Pr(t_x = t | x) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_i H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_i H(x)) \quad (12)$$

As probabilidades não condicionais $\Pr(t_x = 2002)$ e $\Pr(t_x = 2012)$ podem ser facilmente calculadas como o número total de observações de cada ano em relação ao número

total de observações para os dois. Nesses cálculos utilizam-se os pesos de amostragem para pessoas, disponíveis nas PNADs.

4.3 Efeitos das mudanças no SM

Para construir a função densidade contrafactual em 2002, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2012, seleciona-se parte da função de densidade de 2002 acima do SM de 2012 e parte da função densidade de 2012 que corresponde ao valor exato do SM em 2012, bem como os valores inferiores a esse valor.

Outro procedimento adotado é que se pré-multiplique a função densidade de 2012 por uma função de reponderação $\psi_w(z, m_{2012})$ para assegurar que a integral definida total da função obtida seja igual a 1. Em linguagem algébrica, essas operações correspondem à equação abaixo:

$$f(w|z, t_w = 2002, m_{2012}) = I(w \leq m_{2012})\psi_z(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012}) + [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) \quad (13)$$

Em que:

$$\psi_z(z, m_{2012}) = \frac{\Pr(w \leq m_{2012}|z, t_w = 2002)}{\Pr(w \leq m_{2012}|z, t_w = 2012)} \quad (14)$$

Para obter o efeito do SM sobre a distribuição total de salários em 2002, integra-se a densidade condicional na equação (13) sobre a densidade de atributos:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 2002; t_z = 2002; m_{2012}) &= \\ \int (w|z, t_w = 2002, m_{2012})dF(z|t_z = 2002) &= \\ \int I(w \leq m_{2012})\psi_w(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012})dF(z|t_z = 2002) + & \\ [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = 2002, m_{2002})dF(z|t_z = 2002) & \\ \int I(w \leq m_{2012})\psi_w(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012})\psi_z(z)^{-1}dF(z|t_z = 2012) + & \\ [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = 2002, m_{2002})dF(z|t_z = 2002) & \end{aligned} \quad (15)$$

O termo $\psi_w(z, m_{2012})$ é definido na equação (14) e o termo $\psi_z(z)^{-1}$ segue definido abaixo:

$$\psi_z(z)^{-1} = \frac{\Pr(t_w = 2002|z, w \leq m_{2012})}{\Pr(t_w = 2012|z, w \leq m_{2012})} \cdot \frac{\Pr(t_w = 2012)}{\Pr(t_w = 2002)} \quad (16)$$

O cálculo da probabilidade de estar na data t , dados certos atributos individuais z e um salário abaixo do SM de 2012, é obtido por meio do modelo *probit* assim definido:

$$(17)$$

$$\Pr(t_w = t | z, w \leq m_{2012}) = \Pr(\varepsilon > -\beta' H(z)) = 1 - \Phi(-\beta'(H(z)))$$

4.4 Teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S)

O teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S) verifica se duas amostras foram extraídas da mesma população, sendo extraídas da mesma, é de se esperar que suas distribuições de probabilidade sejam bastantes próximas uma da outra. Pode ser utilizado para avaliar as hipóteses: H_0 : Os dados seguem uma distribuição normal. e H_1 : Os dados não seguem uma distribuição normal.

A estatística do teste de K-S é definida como $D = \text{Max} |F_{n1}(X) - F_{n2}(X)|$. Esta estatística mede a máxima distância entre as duas distribuições em termos absolutos. No caso em que a estatística D é maior do que o valor crítico do teste para um determinado nível de significância rejeita-se a hipótese nula de que as amostras advêm da mesma distribuição de probabilidade. Logo, o teste K-S pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são diferentes.

5 BASE DE DADOS

Os dados foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, nos períodos de 2002 e 2012 do IBGE no Brasil.

Como se trata de estudar a desigualdade dos rendimentos entre os empregados agrícolas no período de 2002 e 2012 no Brasil, cabe destacar as seguintes limitações, destacadas por Hoffmann (2007): i) a ausência de informações sobre a área rural dos estados que compunham a antiga região Norte antes de 2004. Assim sendo, foi retirada os estados dessa região; ii) o fato de a PNAD não permitir o acompanhamento da trajetória das pessoas de forma individualizada; iii) a limitação das informações a uma semana específica de referência; e iv) a subdeclaração dos rendimentos, particularmente dos mais elevados.

Para Hoffmann (2007), a subdeclaração dos rendimentos nas PNADs mais elevados leva à subestimação das medidas de desigualdade da distribuição de renda e das diferenciações regionais do país. Por outro lado, os dados refletem somente rendas monetárias e pagamentos em espécie, desconsiderando o valor da produção para o autoconsumo que, muitas vezes, representa parcela importante da renda real dos pequenos produtores rurais. Assim, corre-se o risco de subestimar a renda real dos estratos mais baixos da distribuição de renda, podendo implicar uma superestimação da desigualdade de rendimentos na agricultura.

A amostra deste capítulo contempla todos os trabalhadores que receberam renda com valor positivo e idade maior do que 18 anos e menor de 60 anos. Além disso, o estudo concentrou nas pessoas que trabalham semanalmente 40 horas ou mais.

Foram considerados os empregados com atividade única ou principal na agricultura, classificados como permanentes ou temporários. De acordo com o IBGE, as pessoas que eram empregadas em empreendimento do ramo que compreende a agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal, pesca e piscicultura e nos serviços auxiliares deste ramo são classificadas em dois tipos: i) Empregado temporário ii) Empregado permanente (IBGE, 2008).

A análise é constituída das seguintes variáveis: renda do trabalho principal, ano2 (variável binária que assume valor unitário quando o ano for 2002 e valor nulo se o ano for 2012), número de anos de estudo (assume valores de 0 a 15; o valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade; os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo; o valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade), formal (variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical; assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário), experiência potencial (idade – anos de estudo), experiência ao quadrado, raça (variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário), Unidade da Federação- UF (os estados das regiões nordeste, sudeste, sul e centro-oeste) e urbano (variável binária que toma valor unitário para área rural e valor nulo caso contrário).

O quadro 2.1 tem-se as estatísticas descritivas das variáveis. Observa-se que ocorreu uma diminuição dos trabalhadores permanentes e temporários, passando de 2811 temporários para 1136, já os trabalhadores permanentes passaram de 3403 para 2785, respectivamente no período analisado.

A variável “hortrames” representa a hora de trabalho mensal, nota-se que os trabalhadores temporários recebem menos que os permanentes, tanto em 2002 como 2012, enquanto o permanente recebe R\$ 205.45 e R\$ 192.19, o temporário recebia R\$ 187.42 e R\$ 179.43, respectivamente para 2002 e 2012.

A variável “remuhorar” representa remuneração por hora, em seguida tem-se “lnsalarior” que é o logaritmo natural do salário. Depois “urb” que é uma variável binária que toma valor unitário para área rural e valor nulo caso contrário.

No mais, verifica-se por meio da variável “Exper” que em média os trabalhadores temporário tem para os anos 2002 e 2012, 30.97 e 31.99 anos de experiência, respectivamente. Já os trabalhadores permanentes, possuem 31.86 e 32.52 anos de experiência. Já as idades dos

trabalhadores aumentaram de 2002 para 2012, tanto para os temporários como para os permanentes. Destaca-se que os valores monetários foram deflacionados pelo Índice Nacional do Preço ao Consumidor Amplo (INPC).

Quadro 2.1 – Estatísticas Descritivas dos Trabalhos Agrícolas

	Variável	Hortra mes	Remuh orar	Lnsala rior	Urb	Exper	Exper2	Form al	Idade	Cor	
2002	TEMPORÁRIO	Obs	2811	2811	2811	2811	2811	2811	2811	2811	
		Média	187.42	0.96	5.04	0.48	30.97	1114.18	0.12	33.51	0.70
		Desvio Padrão	29.66	0.56	0.61	0.50	12.46	845.55	0.33	11.36	0.46
		Mín.	160	0.024	1.61	0	7	49	0	18	0
		Máx	392	8.33	7.60	1	59	3481	1	59	1
	PERMANETE	Obs	3403	3403	3403	3403	3403	3403	3403	3403	3403
		Média	205.45	1.45	5.52	0.35	31.86	1163.48	0.51	35.03	0.61
		Desvio Padrão	39.84	1.29	0.53	0.48	12.17	825.56	0.50	10.89	0.49
		Mín.	160	0.044	1.95	0	7	49	0	18	0
		Máx	392	31.25	8.52	1	59	3481	1	59	1
2012	TEMPORÁRIO	Obs	1136	1136	1136	1136	1136	1136	1136	1136	
		Média	179.43	3.34	6.22	0.51	31.99	1204.58	0.26	36.11	0.73
		Desvio Padrão	26.85	1.96	0.63	0.50	13.33	887.04	0.44	11.50	0.45
		Mín.	160	0.125	2.99	0	7	49	0	18	0
		Máx	392	26.04	8.52	1	59	3481	1	59	1
	PERMANETE	Obs	2785	2785	2785	2785	2785	2785	2785	2785	2785
		Média	192.19	4.65	6.63	0.42	32.52	1226.39	0.60	37.39	0.66
		Desvio Padrão	36.37	2.91	0.58	0.49	12.99	872.28	0.49	11.05	0.47
		Mín.	160	0.01	0	0	7	49	0	18	0
		Máx	392	32.61	8.70	1	59	3481	1	59	1

Fonte: Elaboração própria

6 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na tabela 2.1, a seguir, têm-se os resultados da decomposição dos indicadores calculadas a partir dos valores que constam efetivamente nas PNADs no período estudado. A metodologia de decomposição dos índices de desigualdade é aplicada para trabalhadores permanentes e temporários dos trabalhos agrícolas. Os fatores de decomposição são o SM real, mercado formal, considera-se os trabalhos que pertencem carteira de trabalho assinada e atributos pessoais.

Ademais, têm-se os valores dos indicadores de desigualdade estimados para as funções de densidade contrafactuais do ano de 2002. Primeiramente, essa função contrafactual é construída para o valor real do salário mínimo de 2012 (2002cf), em seguida estima-se essa função a partir da manutenção das características de formalidade de 2012 sobrepostas à distribuição contrafactual anterior (2002cfFormal). Por último, na estimação da função densidade hipotética do ano de 2002, utilizam-se os atributos individuais de 2012 sobrepostos

às distribuições contrafactuais anteriores (2002cfAtributo). Após a estimação de cada função densidade contrafactual, calculam-se os indicadores de desigualdade.

A construção da quinta coluna da Tabela 2.1 por meio dos cálculos das medidas de desigualdade de renda (índices de Theil e de Gini) a partir das funções de densidade Kernel efetivas estimadas em 2002 e 2012. Os valores da diferença (dif) dos resíduos são obtidos a partir da diferença entre o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o valor real de 2012.

Os valores do salário mínimo são obtidos a partir da diferença entre o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva em 2002 e o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do salário SM e o valor real de 2012 no ano de 2002.

A linha do mercado formal corresponde à diferença entre o valor do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do SM e o valor do indicador de desigualdade para a função densidade contrafactual do grau de formalização. Caso, o valor dessa diferença é negativo significa que o efeito sobreposto das condições de formalização do mercado de trabalho é redistributivo.

Já a última linha, atributos, encontram-se os valores das diferenças entre o indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do grau de formalização e o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores.

Os valores positivos da coluna Dif devem ser interpretados como efeitos desconcentradores, enquanto que valores negativos referem-se a efeitos concentradores dos fatores. Ou seja, caso se verifique que o resultado dessa diferença tem valor negativo, observa-se que a elevação do SM real quando sobreposta à distribuição de salários de 2002, causaria efeito equalizador sobre essa distribuição de rendimentos.

A Tabela 2.1 contém os indicadores de desigualdade estimados para trabalhadores agrícolas- temporários e permanentes. No caso dos trabalhadores permanentes, o índice de Theil se reduziu em 0,0231 entre 2002 e 2012. Desse total, 0,0320 pode ser atribuído ao salário mínimo e 0,0310 se deve aos atributos. O salário mínimo em 2012 teve valor real mais elevado em relação ao patamar de 2002, bem como os atributos em 2012.

Assim, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do salário mínimo e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Constatam-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziram o grau de concentração dos rendimentos. Nota-se

também que o grau de formalização contribuiu com efeito negativo de -0,0499. Ou seja, no cálculo do índice de Theil a partir da função densidade contrafactual considerando a formalização de 2012, o resultado seria uma elevação no indicador de desigualdade. O resíduo da decomposição do indicador da desigualdade corresponde a -0,0351.

Tabela 2.1 - Resultados da decomposição de índices de distribuição de renda pelo método DFL para todos os trabalhadores agrícolas - 2002 e 2012

Ano	Índice	Fator	Trabalhadores Permanentes		Trabalhadores Temporários	
			Valor	Dif	Valor	Dif
2002	Theil		0,1790	0,0231	0,1653	0,0036
2012	Theil	Resíduo	0,1559	-0,0351	0,1616	0,0804
2002cf	Theil	Salário mínimo	0,1470	0,0320	0,2050	-0,0398
2002cfFormal	Theil	Formal	0,1518	-0,0049	0,2304	-0,0254
2002cfAtributos	Theil	Atributos	0,1208	0,0310	0,2421	-0,0116
2002	Gini		0,2913	0,0068	0,3081	0,0034
2012	Gini	Resíduo	0,2844	-0,0309	0,3047	0,0752
2002cf	Gini	Salário mínimo	0,2757	0,0156	0,3457	-0,0376
2002cfFormal	Gini	Formal	0,2817	-0,0060	0,3698	-0,0242
2002cfAtributos	Gini	Atributos	0,2535	0,0283	0,3799	-0,0100

Fonte: Elaboração própria

Ressalta-se que os resíduos contemplam fatores desconhecidos que certamente estão afetando a distribuição dos rendimentos, mas o seu valor elevado não invalida os valores relativos estimados para os três fatores considerados. Logo, o salário mínimo e os atributos tiveram impactos desconcentradores, enquanto grau de formalidade exerceu efeitos concentradores para os trabalhadores permanentes.

No caso dos trabalhadores temporários, se observa mais uma vez uma queda nos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Ao contrário dos trabalhadores permanentes, o salário mínimo tem um efeito concentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos. No que se refere ao índice de Gini, resultados semelhantes são encontrados. Logo, esses índices têm efeito equalizador.

Em relação ao teste K-S que pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são diferentes. Logo, o teste comprovou que as densidades originais se alteraram por uma mudança no salário mínimo, o que reforça a importância do SM na redução da desigualdade. Portanto, o teste rejeitou ao nível de significância de 5%, pois o valor foi de 0,000, logo a hipótese de igualdade entre as densidades original de salário e sua contrafactual para o Brasil.

6.1 Análise gráfica para densidades

Os gráficos 2.3 e 2.4, a seguir, apresentam as funções de densidade contrafactuais estimadas para os trabalhadores agrícolas do Brasil, permanentes e temporários, respectivamente. Esses gráficos permitem-se visualizar o quanto as distribuições de renda se aproximaram após a reponderação. Neles têm-se as distribuições anteriores ao efeito do fator contribuição (não ajustado – em linha contínua) e a função densidade contrafactual atribuída ao fator (ajustado- em linha tracejada). A diferença de áreas entre essas duas funções densidade corresponde ao efeito de contribuição de cada fator. As linhas verticais representam os valores do logaritmo natural do SM real e a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente ao ano de 2002, e a linha vertical à direita, valores correspondentes ao ano de 2012.

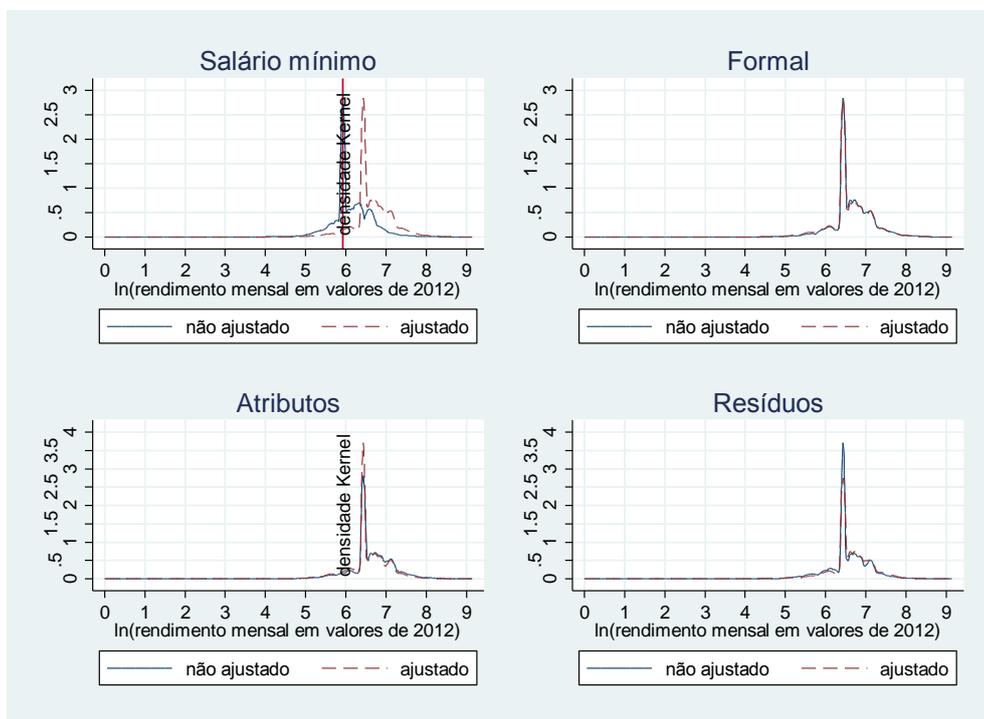
No gráfico 2.3, observa-se um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade contrafactual do SM em valores abaixo do logaritmo natural do salário real de 2012, quando comparadas às mesmas ordenadas da função densidade efetiva observada em 2002. Significa que teve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos do que um SM de 2012, enquanto no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM se verifica uma elevação menos acentuada.

Desta forma, nota-se que o salário mínimo em 2012 teve valor real mais elevado em relação ao patamar de 2002, bem como os atributos em 2012. Logo, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do salário mínimo e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Constata-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziriam o grau de concentração dos rendimentos.

No gráfico 2.4, a seguir, observa-se mais uma vez uma queda nos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Neste caso dos trabalhadores temporários, o salário mínimo tem um efeito concentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos. Logo tem efeito equalizador

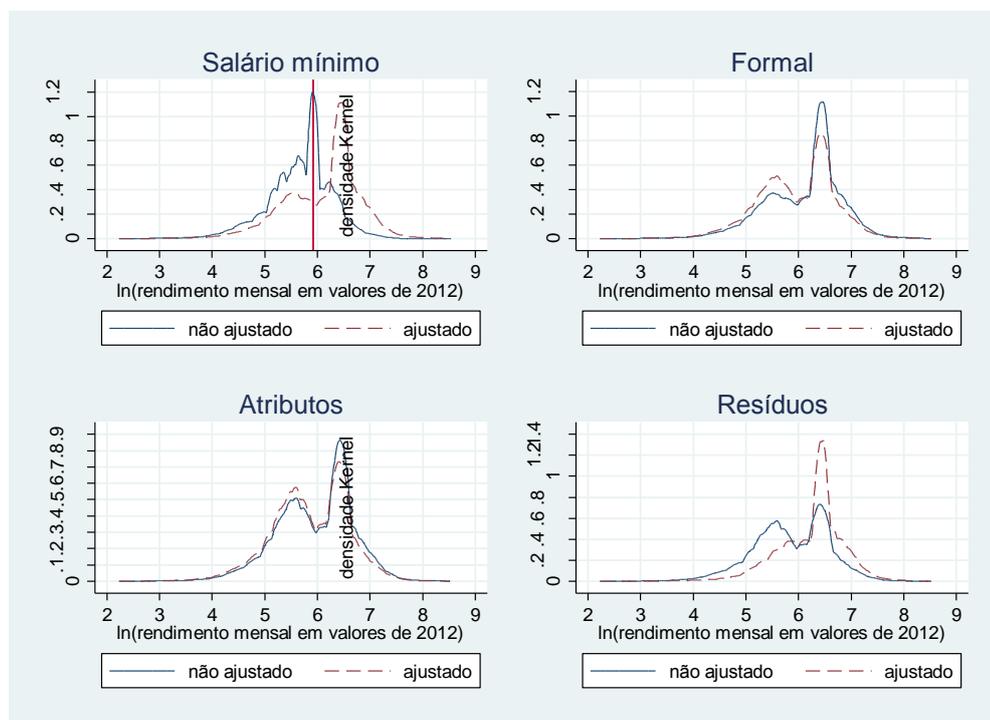
Os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade encontram-se nos gráficos 2.5 e 2.6. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Em relação aos efeitos do grau de formalização, nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda a amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012. Desta forma, o impacto do grau de formalização se mostra mais intenso sobre a região de distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2012.

Gráfico 2.3: Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores permanentes Brasil.



Fonte: Elaboração própria

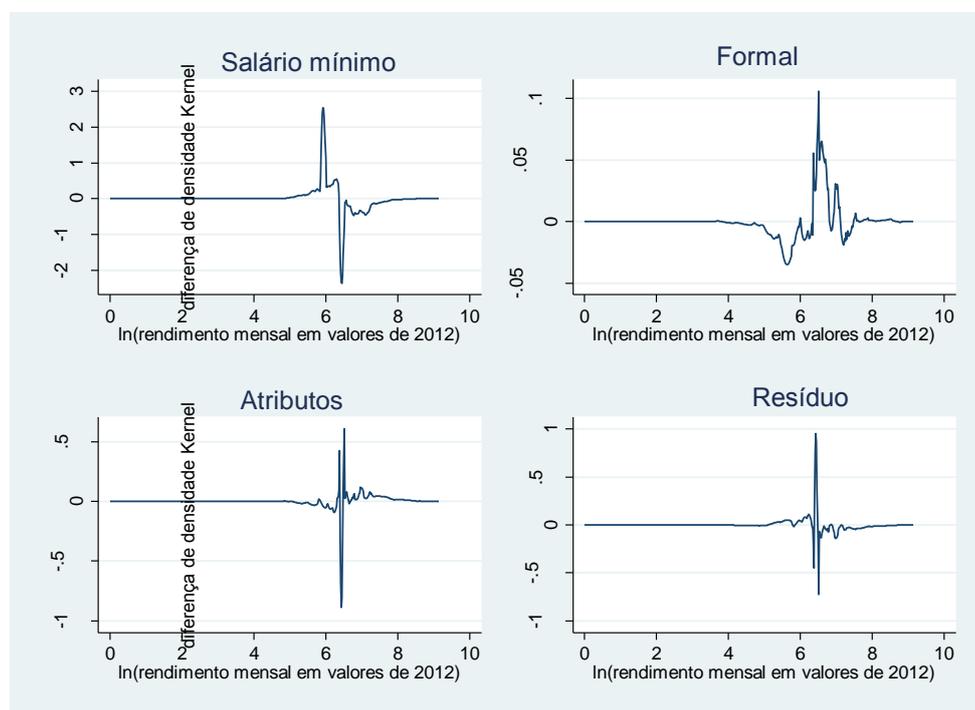
Gráfico 2.4: Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores temporários Brasil.



Fonte: Elaboração própria

O gráfico 2.5 mostra ainda que o grau de formalização concentram-se sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Observa-se também que os resíduos se concentram nessa região. Já o gráfico 2.6 mostra que os atributos individuais e o grau de formalização também se concentram-se na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012.

Gráfico 2.5: Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores permanentes Brasil.



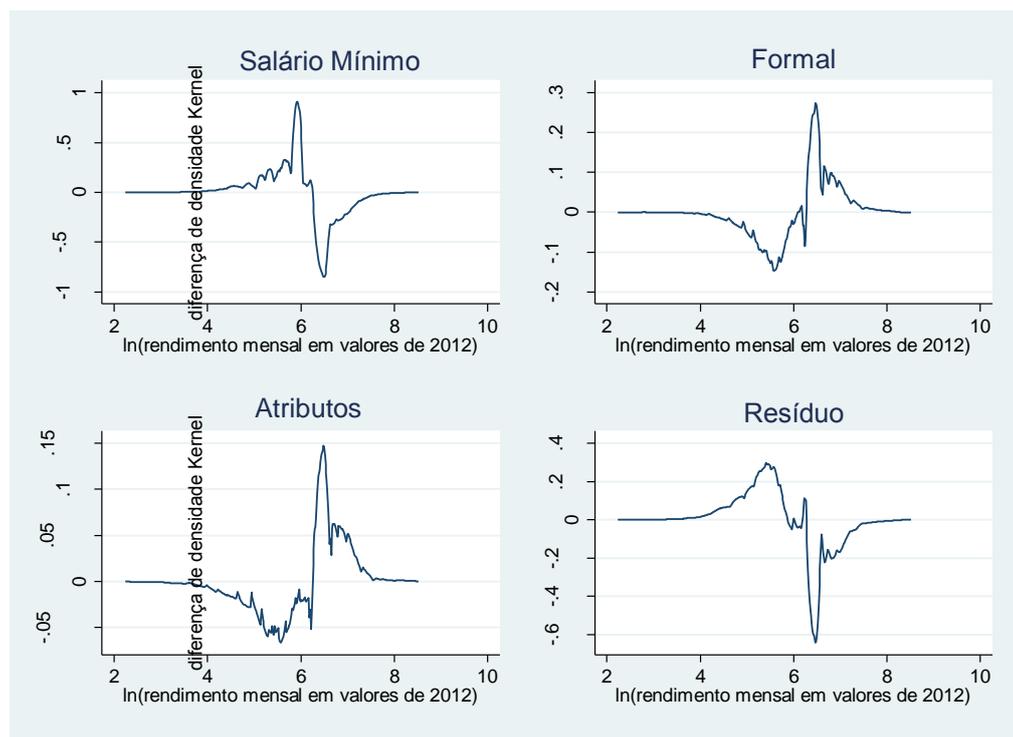
Fonte: Elaborado própria

Observa-se no gráfico 2.6 ainda que os efeitos das mudanças dos atributos individuais concentram-se sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012.

Ressalta-se que os atributos individuais para os trabalhadores permanentes possuem tendência de redução da função densidade contrafactual na comparação com a função densidade resultante dos efeitos (grau de formalização) enquanto para os fatores residuais os gráficos apontam tendência de elevação das ordenadas da função de densidade na região de rendimentos superior ao valor do SM de 2012. Já para os trabalhadores temporários tanto o

grau de formalização como os atributos contribuem para aumento da função densidade contrafactual na comparação com a função densidade resultante, enquanto para os fatores residuais os gráficos apontam tendência de diminuição das ordenadas da função de densidade na região de rendimentos superior ao valor do SM de 2012.

Gráfico 2.6: Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores temporários Brasil.



Fonte: Elaboração própria

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A metodologia de simulação, adaptada do estudo de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), foi aplicada para as diferentes categorias de empregados agrícolas (permanentes e temporários) no Brasil, tanto para a decomposição do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. A decomposição do índice de Theil para os trabalhadores agrícolas permanentes revelou que a maior contribuição relativa correspondeu ao salário mínimo que, assim como os atributos pessoais, tiveram impactos desconcentradores sobre os rendimentos, enquanto o grau de formalidade teve efeito concentrador. Idêntico exercício de decomposição, repetido para o índice de Gini, revelou resultados semelhantes.

No caso da decomposição do índice de Theil para os trabalhadores agrícolas temporários, o salário mínimo tem um efeito concentrador dos rendimentos do trabalho, como

também o grau de formalidade e os atributos promovem um aumento na desigualdade de renda. A decomposição do índice de Gini calculado também revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do salário mínimo seja mais elevado e o do grau de formalidade menor em termos absolutos.

Enfim, as decomposições revelaram que o salário mínimo e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores para trabalhadores permanentes e efeito concentrador para os trabalhadores temporários. O grau de formalidade, por sua vez, age no sentido de concentrar os rendimentos para permanentes e temporários.

Em suma, as simulações confirmam a importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período 2002 a 2012 para os trabalhadores agrícolas permanentes. Dessa forma, pode-se inferir que a política de elevação gradual do salário mínimo real estabelecida no Brasil no período de 2002 a 2012 não coincidiu com uma elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho. Noutras palavras, o impacto das variações nominais do salário mínimo sobre o nível de demanda possivelmente ultrapassou seus efeitos sobre os custos, permitindo uma elevação do patamar de produção e do emprego.

Logo, no caso específico dos trabalhos agrícolas, o efeito do salário mínimo, enquanto mecanismo de proteção dos trabalhadores é nítido apenas no segmento mais estruturado do mercado de trabalho (permanentes).

CAPÍTULO 3- DESIGUALDADE EDUCATIVA: ANÁLISE DA EVOLUÇÃO DO PISA NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

Na literatura ressalta-se que a educação de boa qualidade é o principal condicionante de bem estar. Dado que a educação é importante, tanto por ser um meio para se alcançarem objetivos individuais e sociais, econômicos e extra-econômicos; como na observação da existência de sérios problemas educacionais no Brasil. Portanto, a desigualdade de educação entre regiões, países e estados têm sido alvo e objeto de várias políticas públicas.

A educação, portanto, deve ser estimulada desde a base da formação dos indivíduos, ou seja, deve-se haver uma preocupação com o aprendizado desde a infância, para que se formem adultos capazes para contribuir com o desenvolvimento da sociedade.

Nessa linha de pensamento, Daude (2011) defende que o acesso à educação de boa qualidade é uma ferramenta poderosa para a promoção do bem-estar individual, mas certas condições devem ser atendidas para que isso ocorra. Por exemplo, todas as pessoas precisam ter acesso a uma educação homogênea e de boa qualidade, independentemente do seu conjunto de oportunidades.

No ano de 2000, o Brasil participou pela primeira vez do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA), mediante aplicação de uma prova numa amostra de jovens brasileiros de 15 anos, idade em que se pressupõe o término da escolaridade básica obrigatória na maioria dos países. No Brasil, o Programa é coordenado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

O PISA é uma pesquisa de conhecimentos e habilidades de alunos na faixa dos 15 anos de idade, para alunos da 7ª série (atual 8º ano do Ensino Fundamental no Brasil), em diante, realizada nos países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e em países convidados. O PISA avalia as áreas de Leitura, Matemática e Ciências, a cada três anos. Em cada ano de avaliação, é dada maior ênfase a uma das áreas. Em 2000, foi Leitura, em 2003, Matemática, em 2006, Ciências, em 2009, novamente Leitura, e em 2012, Matemática.

O relatório PISA mostra muitas evoluções no setor da educação, com o aumento da inclusão dos jovens na escola e a melhora contínua. Porém há diversos problemas a ser enfrentados como a formação dos professores, a melhoria da qualidade das escolas e acesso a tecnologias e metodologias adequadas e atuais.

Além dos resultados globais, os dados obtidos por meio das etapas de avaliação, juntamente com as informações a partir de questionários respondidos por alunos e diretores de escolas, dar uma idéia sobre a qualidade do sistema educacional do Brasil e proporcionar uma

oportunidade para saber não só o ensino público brasileiro em comparação com outros países, mas também diferenças educacionais que existem no próprio país.

Embora a diferença na pontuação do Brasil separe o grupo de países desenvolvidos é ampla e merece uma análise mais aprofundada, o estudo das lacunas educacionais dentro do mesmo país pode ser mais relevante quando os formuladores de políticas que visa a redução da desigualdade educacional na qualidade da educação e assegurar a igualdade de oportunidades educacionais para todos os jovens.

O estudo tem como objetivo realizar uma análise detalhada do rendimento dos jovens brasileiros na avaliação PISA do ano 2012 e dos principais fatores que influenciam no desempenho dos estudantes nesta avaliação e diferenças no desempenho educacional que ocorrem entre escolas públicas e privadas. Para tanto, foi estimada uma função de produção educativa (FPE) por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Regressão Quantílica (MQR), que apresenta algumas vantagens sobre o MQO, além de proporcionar uma análise mais completa distribuição condicional das notas do teste.

Além disso, para determinar as médias das notas dos estudantes por disciplina, segue-se as orientações da OECD, no qual o valor dos diferentes plausíveis deve ser considerado na determinação da média de notas os alunos nas avaliações. De forma geral, no total de cinco por provas para cada aluno, tem-se que considerar os 81 pesos da amostra (o peso final e outros pesos de 80 réplicas). No entanto, algumas pesquisas no Brasil, destacando especialmente Figueiredo e Nogueira (2014) não atentaram que o PISA é uma mostra complexa e ao desconsiderar esse procedimento estariam estimando valores das médias dos estudantes com estimativas inconsistentes de erros padrões.

Além da introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: a seção dois explica-se em que consiste a evolução do PISA e se expõem os resultados obtidos no Brasil. Na terceira se realiza um breve resumo da situação atual do sistema educativo brasileiro. A quarta seção efetua-se uma comparação dos resultados gerais do Brasil com os outros países. A quinta seção se constrói uma função de produção educativa para analisar os determinantes do rendimento dos jovens na amostra PISA. A sexta seção apresenta-se a metodologia, utilizam-se as técnicas de Regressões Quantílicas e de decomposição de Fields (2003) para analisar os determinantes de níveis que ocorre nos rendimentos dos estudantes. Na sétima seção se expõe os resultados a nível nacional. Por último, são tecidas as considerações finais.

2 PROGRAMA INTERNACIONAL DE AVALIAÇÃO DE ESTUDANTES (PISA)

2.1 Em que Consiste a Evolução Internacional do PISA?

O PISA é um sistema de avaliação em larga escala e padronizado internacionalmente focado nas áreas de leitura, matemática e ciências e aplicado ciclicamente (a cada três anos) a estudantes de quinze anos dos países membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE e de outros países “convidados”. O Brasil, por exemplo, tem participado do programa como país convidado desde sua primeira aplicação, no ano 2000. Esse sistema de avaliação foi concebido para produzir uma série de parâmetros educacionais em nível mundial para aferir e monitorar os sistemas educacionais dos países que realizam as provas.

O objetivo principal do PISA é produzir indicadores que contribuam para a discussão da qualidade da educação ministrada nos países participantes, de modo a subsidiar políticas de melhoria da educação. A avaliação procura verificar até que ponto as escolas de cada país participante estão preparando seus jovens para exercerem o papel de cidadãos na sociedade contemporânea.

Além de avaliar as competências dos estudantes em Leitura, Matemática e Ciências, o PISA coleta informações básicas para a elaboração de indicadores contextuais, os quais possibilitam relacionar o desempenho dos alunos a variáveis demográficas, socioeconômicas e educacionais. Essas informações são coletadas por meio da aplicação de questionários específicos para os alunos e para as escolas.

É importante observar, no entanto, que o Projeto PISA não qualifica ou classifica indivíduos, mas produz pontuações agregadas dos estudantes que se convertem na pontuação de um país. A ideia principal da avaliação no PISA é saber como está o sistema educacional de um país e não avaliar indivíduos em particular.

Participam do PISA os 34 países membros da OCDE e vários países convidados. Os resultados do PISA 2012 congregaram 65 países, entretanto este total congrega algumas economias que não podem ser consideradas países, como Hong Kong, Macao, Shanghai e Taiwan. Durante as edições também ocorrem alterações entre os participantes, em 2012 foram incluídos Vietnam, Chipre, Costa Rica, Emirados Árabes Unidos e Malásia. Outros países participaram da edição do PISA 2009 e saíram da edição do PISA 2012, como Panamá, Trinidad e Tobago, Quirguistão, Azerbaijão e Dubai (EAU). Essas alterações mostram que o estabelecimento de qualquer ranking entre países deve ser ponderado de edição para edição do programa.

3 A EDUCAÇÃO NO BRASIL

3.1 O Sistema Educativo Brasileiro

Desde o início dos anos de 1990 o Brasil tem conseguido avançar lentamente, mas de forma determinada em direção à criação de sistemas específicos para avaliação da educação. A evolução da educação não depende de um esforço único do governo, mas sim na combinação de forças e opiniões do setor público e privado no sentido estabelecer objetivos e trabalhar para cumpri-los.

De acordo com o art. 21 da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (Lei n.º 9.394/96), a educação escolar compõe-se de: Educação básica, formada pela educação infantil, ensino fundamental e ensino médio; Educação superior.

A educação básica tem por finalidade desenvolver o educando, assegurar-lhe a formação comum indispensável para o exercício da cidadania e fornecer-lhe meios para progredir no trabalho e em estudos posteriores (art. 22). Ela pode ser oferecida no ensino regular e nas modalidades de educação de jovens e adultos, educação especial e educação profissional, sendo que esta última pode ser também uma modalidade da educação superior.

A educação infantil, primeira etapa da educação básica, tem como finalidade o desenvolvimento integral da criança até seis anos de idade, em seus aspectos físico, psicológico, intelectual e social, complementando a ação da família e da comunidade (art. 29). A educação infantil é oferecida em creches, para crianças de zero a três anos de idade, e pré-escolas, para crianças de quatro a seis anos.

O ensino fundamental, cujo objetivo maior é a formação básica do cidadão, tem duração de oito anos e é obrigatório e gratuito na escola pública a partir dos sete anos de idade, com matrícula facultativa aos seis anos de idade. A oferta do ensino fundamental deve ser gratuita também aos que a ele não tiveram acesso na idade própria.

O ensino médio, etapa final da educação básica, objetiva a consolidação e aprofundamento dos objetivos adquiridos no ensino fundamental. Tem a duração mínima de três anos, com ingresso a partir dos quinze anos de idade. Embora atualmente a matrícula neste nível de ensino não seja obrigatória, a Constituição Federal de 1988 determina a progressiva extensão da obrigatoriedade e gratuidade da sua oferta.

A educação superior tem como algumas de suas finalidades: o estímulo à criação cultural e o desenvolvimento do espírito científico e do pensamento reflexivo; incentivar o trabalho de pesquisa e investigação científica, visando o desenvolvimento da ciência e da tecnologia e da criação e difusão da cultura, e, desse modo, desenvolver o entendimento do

homem e do meio em que vive. Ela abrange cursos seqüenciais nos diversos campos do saber, cursos de graduação, de pós-graduação e de extensão. O acesso à educação superior ocorre a partir dos 18 anos, e o número de anos de estudo varia de acordo com os cursos e sua complexidade.

3.2 Brasil e as Evoluções Internacionais

O teste PISA (Programa Internacional de Avaliação de Estudantes), realizado pela OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) tem como objetivo comparar a capacidade de aprendizagem dos alunos 15 anos em todo o mundo. Realizada a cada três anos desde 2000 e é considerado como uma avaliação comparativa dos diferentes modelos e desempenho de ensino no mundo.

O Brasil é o único país da América do Sul a ter participado de todas as edições do PISA, desde o ano de 2000, e só em 2003 outros países foram agregados ao processo.

De acordo com o relatório PISA 2012, os testes envolvem três áreas do conhecimento: Matemática, Leitura e Ciências. No relatório PISA 2012, Xangai- China obteve os melhores resultados nas três categorias. Países asiáticos em geral têm tido excelentes resultados, como Singapura, China, Coréia do Sul e Japão. O resultado do relatório nos ajuda a avaliar qual a velocidade da evolução da educação no país.

Infelizmente os resultados do Brasil evoluem lentamente, de acordo com o documento da OCDE, nos últimos 10 anos, os estudantes brasileiros melhoraram seu desempenho em Matemática a uma taxa de 4,1 pontos por ano. Se continuar nesse ritmo, o Brasil precisará de outros 25 anos para superar os 103 pontos que o separam do desempenho médio dos países da OCDE.

O relatório PISA 2012 mostra que com um ritmo de evolução inferior a categoria de Literatura cresce a uma média de 1,2 pontos por ano no desempenho, assim o país demoraria mais de 71 anos para alcançar os 496 pontos da média da OCDE (a média atual brasileira é de 410 pontos). Já em Ciências para alcançar-se a média de desempenho dos países da OCDE em ciências (501) o Brasil (atualmente com uma média de 405) precisaria manter por mais 41 anos.

3.3 Estudos de Qualidade da Educação

O PISA registra-se numa procedência de estudos internacionais de avaliação comparando os rendimento dos escolares, cujo ponto de partida alguns autores localizam na década de 1950 e associam ao trabalho conjunto de diversas instituições de investigação sob os auspícios da UNESCO. Bottani (2006) e Morgan (2007) fornecem uma visão das histórias de

avaliações internacionais, onde IEA (Associação Internacional para a Avaliação do Rendimento Escolar) é o organismo pioneiro e o primeiro assunto era matemática. O primeiro esboço de uma avaliação comparativa dos alunos nos sistemas de ensino diferentes foi em 1958.

Desta forma, resultou um primeiro estudo (Foshay, 1962) e, porventura mais importante do que isso, dele derivou, em 1961, uma forma organizacional – a *International Association for the Evaluation of Educational Achievement* (IEA) – que, durante cerca de três décadas e com os seus estudos (em diversas áreas, mas com mais regularidade nas da matemática, da leitura, e das ciências), viria a ocupar um lugar central – se não mesmo a obter o monopólio – no campo dos estudos internacionais, sobre as performances dos escolares (Husén e Postlethwaite, 1996; Postlethwaite, 1999; Bottani, 2006; Mons, 2007; Morgan, 2007; Carvalho, 2009).

A partir da revisão de literatura nacional e internacional, voltada para avaliação educacional (Vianna, 1997; Vieira e Tenório, 2005; Carlini, 2005) e mais especificamente sobre o PISA (Berényi e Neumann, 2010; Prazeres, 2009; Jablonka, 2002; Lindgard; Greek, 2007 e Schleicher, 2007) se percebe um embate entre duas posições muito claras: a de fortalecer o PISA e apresentar seus resultados como fator decisivo para a continuidade da implementação de políticas públicas e a de apresentar as principais características do Programa, suas limitações e aspectos positivos, sem apresentar vínculo com uma realidade/país específica (o). Assim, é necessário perceber a posição brasileira e questionar o uso dos resultados visando à melhoria da Educação Básica.

Jablonka (2002) ao discutir a concepção de Letramento Matemático apresentada afirma que a mesma não se concretiza nos itens que compõe a prova, e afirma que esta não pode deixar de refletir o mundo do trabalho, aspectos da cultura (*etnomatemática*) e problemas práticos de interesse da comunidade. Nas discussões atuais e mais avançadas no cenário dos programas de avaliação nacionais, já se delineiam questões a partir de resultados apresentados que contemplam essas demandas.

Felício e Fernandes (2005) utilizaram os dados do SAEB 2001 referentes às 4 séries do Ensino Fundamental do Estado de São Paulo e estimaram o desempenho dos alunos da 4ª série do Ensino Fundamental de São Paulo, por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e concluíram que o impacto da escola tem menor relevância, comparada com a importância do *background* familiar.

Para Schleicher (2006), o propósito do PISA vai muito mais do que só comparar resultados, pois as informações das avaliações deve permitir que formuladores de políticas públicas vejam quais os fatores que estão associados com o sucesso da educação.

Nesse sentido, Filmer, Hasan e Pritchett (2006), argumentam que a dicotomia entre quantidade e qualidade da educação é inadequada. Segundo os autores, o foco da política educacional deve ser o aprendizado de todas as crianças e jovens em uma determinada faixa etária, incluindo as crianças e os jovens que estão fora da escola. Concluem que a inclusão de crianças no sistema educacional pode elevar substancialmente o aprendizado de uma coorte, mesmo que ocorra uma redução dos resultados observados nos testes

Menezes Filho (2007) ao analisar as escolas brasileiras encontra evidências de que os alunos das escolas privadas têm um desempenho superior ao dos alunos das escolas públicas em cerca de 18%, mesmo controlando por diferenças nas características dos alunos. Além disso, na rede privada existe uma associação positiva entre o salário dos professores e o aprendizado dos alunos, enquanto na rede pública não existe correlação entre essas variáveis.

No estudo de Machado *et al.* (2008) que analisaram, por meio de um Modelo Linear Hierárquico (MLH), o caso dos alunos da 4ª, 8ª e 3º ano do Ensino Médio e seu desempenho em exames de matemática, utilizando além de variáveis relacionadas aos alunos e as escolas, variáveis referentes aos municípios mineiros. Concluíram que o impacto da escola tem menor relevância, comparada com a importância do *background* familiar.

Essas evidências indicam que a gestão escolar pode ter um papel importante na qualidade do ensino. Isso é condizente com um estudo de Menezes Filho e Amaral (2009) que analisam o efeito dos gastos municipais em educação no desempenho dos alunos da 4.ª e 8.ª séries do ensino fundamental em Matemática e Português. Os autores encontram que, comparando-se municípios com características semelhantes, a nota dos alunos em municípios com gasto por aluno elevado não é diferente, em média, da nota dos alunos em municípios que gastam pouco em educação. Concluem que não existe relação entre gastos educacionais municipais e desempenho escolar no Brasil.

A maior dificuldade dos gestores brasileiros é o uso dos resultados. Um dos objetivos principais das avaliações de larga escala é para que gestores tenham um diagnóstico da realidade educacional e utilizem esses resultados para rever, repensar ações.

Moreira (2009) analisa a influência de diversos fatores nas pontuações obtidas por estudantes do décimo ano de colégio acadêmicos da manhã na prova nacional de bacharelado de matemática do ano 2004. Por meio da análise multinível, o autor deduz que os fatores endógenos com a história acadêmica do estudante, e especificamente a condição de repetição e o nível educativo dos pais, se relacionam com diferenciais nas pontuações obtidas.

Segundo Becker (2010), a avaliação não é um fim em si mesmo, mas um instrumento que deve ser utilizado para corrigir rumos e pensar o futuro. Assim, é necessário pensar os resultados no contexto social, político e econômico no qual a população está inserida.

Menezes e Soares (2010), que também utilizaram o método de regressão por MQO dos estudantes da 4ª série do ensino fundamental do estado de Pernambuco. Utilizando o banco de dados do SAEB 2007 a fim de associar as notas de Língua Portuguesa e Matemática, os autores constataram que os fatores associados ao desempenho, destacam-se os fatores socioeconômicos e individuais dos alunos como o conjunto de variáveis com maior poder explicativo.

De acordo com Veloso (2011), uma possível explicação para a diferença de desempenho entre os alunos da rede pública e privada seria um salário maior nas escolas privadas, que atrairia professores de melhor qualidade. Barbosa Filho, Pessoa e Afonso (2009) mostram que, se for considerado somente o salário, professores da rede pública ganham entre 5% e 10% menos que professores da rede privada. No entanto, quando são incluídos os benefícios previdenciários, o valor presente do contrato de trabalho dos professores das escolas públicas é substancialmente superior ao dos professores de escolas privadas.

Recentemente, Fernández e Del Valle (2013), apresentaram os principais resultados do PISA de 2009 para Costa Rica. A partir da estimação da função de produção educativa mostram que a diferença entre colégios públicos e privados não é em sua totalidade devido à administração do centro educativo, mas também aos fatores familiares e as características pessoais dos estudantes, em especial o ano escolar que cursa e o momento de realizar a prova PISA.

Atualmente, Figueiredo e Nogueira (2014) investigaram três questões importantes relacionadas com o desempenho dos alunos no PISA 2012. Primeiro, verificam o padrão de gerações transmissão de educação; em segundo, decompõem os efeitos circunstâncias (diretos e indiretos) sobre o desempenho da avaliação; por último, simularam o efeito contrafactual de possíveis políticas públicas educacionais. Concluíram que há pobres transmissão parental de educação nos países da América do Sul. No Brasil, a taxa é de sete vezes inferior ao da República Checa e 20% do total observado em França e Japão. Além disso, não são significativamente positiva efeitos das circunstâncias no esforço individual. A diferença média para país é que a educação gira em torno de 8%. Cerca de 2% do que é explicado pela diferença no parental.

4 EVOLUÇÃO PISA NO BRASIL EM 2012

4.1 Os Resultados do PISA 2012

De acordo com o quadro 3.1, a seguir, em 2012, o desempenho dos estudantes brasileiros em leitura piorou em relação a 2009. O país somou 410 pontos em leitura, dois a menos do que a sua pontuação na última avaliação e 86 pontos abaixo da média dos países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico). Com isso, o país ficou com a 55ª posição do ranking de leitura, abaixo de países como Chile, Uruguai, Romênia e Tailândia.

Quadro 3.1- Evolução do PISA no Brasil

	PISA 2000	PISA 2003	PISA 2006	PISA 2009	PISA 2012
Número de alunos participantes	4.893	4.452	9.295	20.127	18.589
Leitura	396	403	393	412	410
Matemática	334	356	370	386	391
Ciências	375	390	390	405	405

Fonte: INEP

Segundo o relatório da OCDE, parte do mau desempenho do país pode ser explicado pela expansão de alunos de 15 anos na rede em séries defasadas. Em ciências, o Brasil obteve o 59º lugar do ranking com 65 países. Apesar de ter mantido a pontuação (405), o país perdeu seis postos desde o 53º lugar em 2009. Nessa disciplina, a média dos países de OCDE foi de 501 pontos. Matemática foi a única disciplina em que os brasileiros apresentaram avanço no desempenho, ainda que pequeno. O Brasil saiu de 386 pontos, em 2009, e foi a 391 pontos, a média da OCDE é de 494 pontos. A melhora não foi suficiente para que o país avançasse no ranking e o Brasil caiu para a 58ª posição em matemática.

O Brasil ocupa o 58º lugar em matemática, o 55º lugar em leitura e o 59º lugar em ciências em um *ranking* de 65 países no Programa Internacional de Avaliação de Alunos (PISA) 2012. O cenário não é muito diferente do de 2009, quando o país assumiu a 53ª posição em leitura e ciências, e o 57º lugar em matemática.

De acordo com Alavarse *et al.* (2013), o país ainda tem muitos alunos com baixo desempenho nas áreas avaliadas. Quando observa o Brasil nos resultados do PISA, não só a média geral é baixa como tem muita gente concentrada abaixo do nível adequado. Esses alunos que saem do ensino fundamental e são avaliados pela prova acabam tendo o desempenho que se espera de um aluno do 5º ou 6º ano.

4.2 Análises das diferenças educativas

De acordo com a Tabela 3.1, a seguir, do total dos estudantes avaliados, 51,9% são mulheres e 82,9% se encontram matriculados em colégios públicos. Embora o nível oficial que

deve cursar um indivíduo de 15 anos de idade no Brasil seja o décimo primeiro ano, foram avaliados estudantes que se encontram no caso todos os níveis, do oitavo ao décimo segundo ano, porém predominantemente em décimo e décimo primeiro ano (74,8%). A proporção de estudantes que cursam oitavo e nono ano se deve em sua maioria a alunos que perderam um ou mais anos em escola.

As diferenças educação podem ocorrer devido às diferentes condições, entre as mais comuns se encontram as diferenças de gênero, por zona ou setor a que pertence o centro educativo e pelo tipo de centro educativo.

Tabela 3.1- Estatísticas Descritivas da avaliação PISA 2012- Brasil

Categoria	Porcentagem	Desvio Padrão
Gênero		
Mulheres	51,9%	0,24
Homens	48,1%	0,24
Tipo de centro educativo		
Público	82,9%	0,61
Privado	17,1%	0,61
Ano do colégio que cursa		
Oitavo	8%	0,37
Nono	14,6%	0,45
Décimo	34,2%	0,65
Décimo primeiro	40,6%	0,51
Décimo segundo	2,6%	0,93

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

Na Tabela 3.2 estão as diferenças de rendimentos dos estudantes na prova PISA por gênero e tipo de centro educativo para cada uma das áreas avaliadas. Não se apresenta resultados por zona, pois não se tem dados sobre a zona de residência dos estudantes.

Tabela 3.2- Brasil: Pontuação média e diferença educativa da amostra PISA 2012

Categoria	Leitura		Matemática		Ciências	
	Pontuação	Diferença	Pontuação	Diferença	Pontuação	Diferença
Geral	407 (2,03)		389 (1,94)		402 (2,06)	
	Gênero					
Mulheres	422 (2,09)		380 (2,17)		401 (2,20)	
Homens	390 (2,34)	32	397 (2,12)	-17	402 (2,28)	-1
	Tipo de centro educativo					
Público	392 (2,24)		374 (2,03)		387 (2,19)	
Privado	477 (4,88)	-85	460 (6,45)	-87	471 (5,24)	-84

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

Nota: O desvio padrão entre parênteses.

Na avaliação do ano 2012, as mulheres obtiveram melhor resultado que os homens na área da leitura de todos os países da América Latina participantes. Nota-se na tabela 3.2, a

diferença de leitura é de 32 pontos. Já nas outras áreas, matemática e ciências, as diferenças são desfavoráveis para as mulheres: -17 em matemática e -1 em ciências.

Ao analisar os resultados dos estudantes por tipo de centro educativo se observa maiores disparidades. Nas três áreas, os estudantes do colégio privado apresentaram melhores resultados que aqueles de colégios públicos. Em leitura, a diferença foi de 85 pontos, em matemática de 87 e em ciências de 84 pontos.

Tabela 3.3- Pontuação média geral e por gênero dos Países latinos americanos segundo área na prova PISA 2012

América Latina		Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	Costa Rica	México	Peru	Uruguai
Leitura	Geral	396	407	441	403	441	424	384	411
	Mulher	414	422	452	412	452	435	395	428
	Homem	377	390	430	394	427	411	373	392
Matemática	Geral	388	389	423	376	407	413	368	409
	Mulher	382	380	411	364	396	406	359	404
	Homem	396	397	436	390	420	420	378	415
Ciências	Geral	406	402	445	399	429	415	373	416
	Mulher	409	401	442	390	424	412	370	416
	Homem	402	402	448	408	436	418	376	415

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

Na tabela 3.3 tem-se a pontuação média geral por área e por gênero dos Países da América Latina. Nota-se que na leitura os países Chile e Costa Rica apresentaram a maior pontuação, ambos com 441 pontos, o Brasil com 407 pontos. Vale ressaltar que as mulheres apresentaram para todos os países rendimentos maiores que os homens na área de leitura. Ao analisar matemática, nota-se que o Chile apresentou a maior pontuação com 423 pontos. Nessa área os homens apresentaram pontuação superior às mulheres nos países da América Latina. Por último, ciências, observa-se que o Chile também para essa área apresentou rendimento superior, com 445 pontos. Conclui-se que dos países da América Latina, o Chile, apresenta rendimentos maiores que os outros países da três áreas.

4.3 As diferenças entre os estudantes de escolas públicas e privadas

A pesquisa investiga alguns bens que podem ser encontrados disponíveis na casa e pode facilitar o processo de aprendizagem do aluno, por exemplo, se o estudante tem seu próprio quarto ou mesa de estudo. Em ambos os caso, cerca de 83% de estudantes no setor privado têm os dois bens, enquanto no setor público valores abaixo de 70% (Tabela 3.4).

Outro fator que é citado na literatura como determinante do desempenho escolar é o acesso de tecnologias de informação e comunicação (TIC). Neste caso, a diferença entre os alunos dos setores públicos e privados é alta, cerca de 95% dos estudantes do Brasil de escolas

particulares têm computadores para estudar e com acesso à internet em suas casas, enquanto apenas 65% dos seus colegas no setor público possuem computadores e 68% têm acesso à Internet em casa.

Tabela 3.4- Estatísticas Descritivas da Avaliação por setor educativo, segundo características do estudante, 2012

Característica	Público		Privado	
Estudante				
Mulheres	51,93	(0,40)	51,78	(1,23)
Assistiu a pré-escola	78,93	(0,90)	90,27	(2,91)
Já repetiu o ano (ISCD 1)	12,78	(0,64)	6,79	(0,69)
Já repetiu o ano (ISCD 2)	22,37	(0,76)	10,92	(0,73)
Já repetiu o ano (ISCD 3)	9,08	(0,34)	5,53	(0,47)
Grupo Familiar				
Mora com ambos os pais	68,37	(0,68)	75,59	(1,56)
Mora só com a mãe	16,94	(0,46)	17,13	(1,06)
Mora só com o pai	2,83	(0,21)	2,14	(0,44)
Não mora com os pais	11,87	(0,54)	5,14	(0,64)
Bens em casa				
Próprio quarto	71,03	(0,48)	83,88	(0,76)
Computador	64,38	(0,49)	95,21	(0,61)
Internet	68,16	(0,44)	94,75	(0,60)
Arte	34,95	(0,31)	52,82	(1,61)
Local de estudo	76,16	(0,23)	85,08	(0,93)
Livros	86,22	(0,28)	85,77	(0,88)
Mesa	59,82	(0,42)	82,66	(1,19)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

Nota: Desvio padrão entre parênteses.

De acordo com a tabela 3.5, ao analisar as características do trabalho dos pais dos alunos de ambos os setores da educação, mostra que a percentagem de pais das escolas privadas que trabalham em tempo integral é maior do que os pais dos alunos de escolas públicas (75% versus 65%); igual acontece com as mães (51% versus 38%). Além disso, o percentual de mães que não trabalham é maior em comparação estudantes que freqüentam escolas públicas (7% versus 14%).

Quanto à escolaridade, enquanto a percentagem de pais de alunos no setor privado, conclui-se que, no máximo, o nível 1 é cerca de 8%, já os pais de alunos nessa condição no setor público é em torno de 25%, dos quais 16% não completaram nem o nível 1 de educação. Além disso, aproximadamente 29% dos pais de alunos de escolas públicas têm faculdade, já 59% para pais de alunos de escolas privadas.

Logo, os estudantes de escolas privadas possuem condições familiares e financeiras mais favoráveis que os estudantes de escolas públicas, pois estes possuem menos acesso aos fatores que influenciam no processo de aprendizagem dos alunos. Por tanto, faz necessário diminuir essa diferença para que os alunos de instituições públicas tenham o mesmo acesso que os alunos de instituições particulares.

Tabela 3.5: Características do trabalho e educativas dos pais dos estudantes avaliados no PISA 2012, segundo setor educativo (em porcentagem)

Característica	Pai		Mãe		
	Público	Privado	Característica	Público	Privado
Mercado de Trabalho			Mercado de Trabalho		
Trabalha tempo completo	65,40	75,52	Trabalha tempo completo	37,85	50,94
Trabalha tempo parcial	12,84	12,07	Trabalha tempo parcial	14,92	17,75
Não trabalha, mas procura	15,45	2,86	Não trabalha, mas procura	13,86	6,76
Outros (por exemplo, deveres de casa, aposentado)	15,45	9,55	Outros (por exemplo, deveres de casa, aposentado)	33,38	24,56
Nível educativo máximo			Nível educativo máximo		
ISCED level 3A	29,16	59,13	ISCED level 3A	31,64	61,11
ISCED level 3B, 3C	6,44	19,24	ISCED level 3B, 3C	7,45	21,36
ISCED level 2	23,09	11,67	ISCED level 2	23,59	12,03
ISCED level 1	25,01	7,90	ISCED level 1	25,96	4,74
Não completou nem o nível ISCED level 1	16,30	2,06	Não completou nem o nível ISCED level 1	11,36	0,75

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

Nota: Desvio padrão entre parênteses.

5 A FUNÇÃO DE PRODUÇÃO EDUCATIVA

A função de produção educativa (FPE) é uma ferramenta, mas utilizada pelos investigadores para medir a qualidade da educação se seus determinantes (Told e Wolpin (2003)).

Para poder medir a qualidade da educação com a FPE é necessário contar com um conjunto completo de informação sobre os fatores a que cada indivíduo se tem exposto desde o momento do seu nascimento e que poderia repercutir no seu rendimento cognitivo em um dado momento. Em outras palavras, é necessário dispor de dados passados e presentes respectivamente dos fatores familiares e escolares, assim como da dotação inicial de conhecimentos do indivíduo, para poder avaliar seu efeito no rendimento cognitivo.

Coleman (1996) foi um dos primeiro estudos desenvolvido sobre este tema e ainda tem uma influência significativa nas investigações acerca do desempenho educativo. Sugere-se que as diferenças nos fatores escolares têm pouco a ver com as diferenças no desempenho, enquanto que os fatores familiares são mais importantes.

Outros estudos chegaram a conclusões similares: Hanishek (1986) realiza uma revisão dos estudos completos até meados da década de 1980, encontrando que a evidência do efeito de nível do gasto por estudante ou outros fatores escolares no desempenho educativo é extremamente fraca e desaparece quando se leva em conta as diferenças em fatores familiares.

Mais recentemente, Lee e Barro (2001), ao utilizar a avaliação do terceiro estudo internacional de matemática e ciências para um grande número de países, mostram que as características familiares (renda e educação dos pais) têm um grande efeito no desempenho educativo. Formichella (2011), no estudo realizado para a Comissão Econômica para América

Latina e o Caribe (CEPAL) com dados dos resultados relacionados aos estudantes argentinos no teste PISA de 2006, afirma que os indivíduos que habitam em casa com melhor clima educativo e maiores recursos relacionados com a educação obtêm resultados acadêmicos mais elevados.

Ao contrário do que acontece com os fatores familiares, a evidência sobre a influência dos fatores escolares é mista e em muitos casos não concludentes. (Greenwald, Hedges e Laine, 1996; Card e Hrueger, 1996).

5.1 Modelo Teórico

O modelo geral utilizado para analisar o rendimento cognitivo assume que o rendimento do indivíduo, medido por uma avaliação particular a uma idade específica, o resultado de um processo acumulativo de aquisição de conhecimento.

Se T_{ija} é a medida do rendimento do indivíduo “i” que reside em casa “j” a idade de “a” anos. Chama-se F_{ija} o vetor de fatores familiares a uma idade dada e S_{ija} o vetor de fatores escolares. Os vetores contendo a história cumulativa de cada um dos fatores em idade de “a” anos são F_{ija} e S_{ija} . A dotação inicial de capacidades individuais é denotada como u_{ij0} . Levando-se em conta os erros de medição resultados dos testes (ϵ_{ija}), a função de produção educação é expressa da seguinte maneira:

$$T_{ija} = T_a[F_{ija}(a), S_{ija}(a), u_{ij0}, \epsilon_{ija}] \quad (1)$$

No entanto, a implementação empírica deste modelo apresenta dois problemas:

- i) A dotação genética de capacidades do indivíduo não é medida: é intangível.
- ii) Os conjuntos de dados sobre fatores são incompletos: a história dos fatores é incompleta ou fatores perdidos são apresentados.

Para lidar com esses problemas, na literatura as funções de produção são apresentadas três maneiras para especificar o modelo, cada uma com diferentes variantes e suposições (Todd e Wolpin, 2003).

A especificação que foi utilizada nesta investigação, a contemporânea, se baseia no pressuposto de que a medida final do desempenho cognitivo por meio de um teste ou avaliação se relaciona unicamente com os dados contemporâneos dos fatores familiares e escolares. Tendo apresentado o pressuposto no momento de analisar os resultados, a função de produção educativa se expressa na seguinte equação:

$$T_{ija} = T_a[(F_{ija}, S_{ija}) + \epsilon'_{ija}] \quad (2)$$

Em que ϵ'_{ija} é um termo de erro aditivo. Nesta especificação, o termo de erro incluem todos os fatores omitidos (a história dos fatores passados, a dotação inicial de capacidades e a medida do erro).

Embora esta especificação possua algumas limitações, isso não nega o poder explicativo da função, por que não se dispõem de muitas investigações sobre o tema qualidade da educação no Brasil e, por tanto, se que espera que esta investigação aponte resultados práticos para orientar futuras investigações.

5.2 Determinantes da Educação

As investigações que utilizam funções de produção educativas normalmente se classificam todos os fatores que poderiam afetar o processo de aprendizagem de um estudante dentro das três categorias geral: fatores familiares e do estudante, fatores escolares e fatores institucionais e de política educativa. Em seguida, passam a listar algumas delas de acordo com o compilado por Vegas e Petrow (2007).

i) Fatores familiares e do estudante

Estes são os fatores que o estudante trás consigo antes de ingressar no sistema educativo, e se referem tanto as características próprias do aluno como do ambiente familiar. A idade em que o estudante ingressa na educação primária e a preparação recebida antes de ingressar são dois fatores primários que ganharam importância (Urzúa e Veramendi, 2011).

Recentemente Epple e Romano (1998); Mizala e Romaguera (2002) avaliaram o efeito que tem o desempenho do estudante na interação com seus pares (*peer effect*). No entanto, são os fatores familiares e o apoio que a criança recebe em sua casa os que usualmente têm os maiores efeitos sobre a explicação do desempenho cognitivo. O status socioeconômico da família do estudante e a renda familiar têm sido as variáveis mais utilizadas como variáveis substitutas (*proxy*) destes fatores.

No entanto, essas variáveis por si só não podem dar conta da dinâmica não observável na casa e do que realmente está passando dentro, como é o caso da participação e o apoio dos pais na educação dos filhos. Portanto, é importante não subestimar a influência das ações dos pais em casa no desempenho de seus filhos (Urzúa e Veramendi, 2011).

iii) Fatores escolares

Estas são as dotações e os recursos oferecidos nos centros educativos e que terminam afetando o nível de desempenho do estudante. Podem ser classificados em duas categorias: as características da escola e as características dos professores.

No caso das características das escolas, as variáveis mais utilizadas para captar seu efeito são a quantidade de livros que oferecem as escolas, as bibliotecas, e outras facilidades da infraestrutura própria da escola, como salas de estudos para os alunos, tamanho e comodidades na sala de aula, equipamentos tecnológicos entre outros. No entanto, alguns estudos têm mostrado que o impacto da tecnologia da informação e comunicação (TIC) sobre o desempenho educacional é limitada ou praticamente nula (Cristia, Czerwonko e Garofalo, 2010; Cristia *et al.*, 2012).

Além disso, os professores podem influenciar significativamente no desempenho dos alunos, já que são eles que participam de maneira direta e contínua no processo de aprendizagem dos alunos, e, portanto, um professor pouco qualificado ou usos de métodos de ensino ineficazes podem afetar negativamente no desempenho dos estudantes, ou vice-versa.

iv) Fatores institucionais e da política educativa

A estrutura organizacional de um sistema educativo desempenha um papel relevante na aprendizagem dos estudantes. A maneira em que estão distribuindo as responsabilidades dos tomadores de decisões sobre questões como financiamento, os gastos, a mobilidade pessoal (contratar e demitir professores) e independência para estabelecer as metodologias de ensino, entre outros são fatores institucionais que podem afetar o desempenho dos alunos.

Outro fator institucional que ganhou relevância é seletividade acadêmica (*tracking*). De acordo com Hanushek e Woessmann (2010) isso se refere à mobilização e colocação dos estudantes em diferentes escolas de acordo com seu nível educativo. No entanto, está não é uma política educacional que se aplique no Brasil.

6 METODOLOGIA

6.1 Modelo de Regressões Quantílicas

Com a finalidade de atingir os objetivos delineados será utilizada a técnica de Regressões Quantílicas desenvolvida por Koenker e Basset (1978), e conforme seus idealizadores, apresenta-se como uma forma de mensurar o efeito das variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição condicional da variável explicada, a fim de analisar os determinantes de salários, efeito da discriminação salarial e desigualdade de renda. A regressão quantílica é usada quando estimativas dos diferentes quantis de uma população são desejadas.

A grande vantagem é que a estimação por esse método de regressão permite identificar as variações inter e intra quantis, o que o método de regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) não comporta, pois é baseado na média da distribuição condicional.

A análise do desempenho educacional será realizada por meio do Método de Regressores Quantílicos (MRQ) introduzido por Koenker e Bassett (1978). Esta metodologia permite a identificação de peculiaridades existentes ao longo da distribuição das notas dos alunos, uma vez que espera-se que alunos com notas altas apresentem fatores associados diferentes de alunos com notas baixas, como sugerido no trabalho de Fertig (2003), que analisou o desempenho dos alunos da Alemanha, utilizando dados do PISA. O uso de MRQ se justifica, segundo Fertig (2003), pois por meio deste método pode-se obter uma análise sobre as variáveis explicativas, em uma completa distribuição condicional às notas do teste.

A vantagem do uso de MRQ, portanto, é que este tipo de regressão, por minimizar a soma absoluta dos erros, não impõe qualquer distribuição específica para o erro. Em comparação com o método dos mínimos quadrados ordinários, as estimativas por meio de regressões quantílicas se mostram mais eficientes nos casos de não normalidade dos resíduos, apresentando resultados mais robustos.

Como afirma Cameron e Trivedi (2009), este método permite estudar o impacto das regressões sobre a localização e sobre parâmetros de escala do modelo, permitindo uma melhor compreensão dos dados. Sua abordagem é semiparamétrica, evitando suposições sobre a distribuição de erros paramétricos. Isso torna a estimação por MRQ especialmente adequada para dados heterocedásticos.

A regressão quantílica condicional é modelada por:

$$Q_{\theta}(w/z) = z'\beta(\theta) \quad (3)$$

Em que $\beta(\theta)$ é o vetor de coeficientes da regressão quantílica.

Assim, para um dado $\theta \in (0,1)$, $\beta(\theta)$ pode ser estimado pela minimização de β , conforme sugerido por Koenker e Bassett (1978)

A regressão é feita entre quantis e a variável dependente é logaritimizada, os betas estimados são interpretados da mesma forma que uma regressão tradicional: taxa de mudança. Porém na regressão quantílica consiste no incremento da função quantílica condicional por unidade adicional no regressor específico. Ou seja, taxa de mudança por quantil condicional.

6.2 Técnica de Decomposição em Nível

Na literatura sobre a desigualdade, especialmente renda, desenvolveram diferentes métodos de decomposição (Shorrocks 1980, 1982 e 1984; Fields, 2003; Morduch e Sicular 2002). A desigualdade pode ser decomposta por subgrupos, fontes de renda, fatores casuais e por características sociodemográficas; também, pode ser decomposto em diferentes níveis de

agregação. Heshmati (2004) apresenta um resumo dos diferentes métodos de decomposição. Neste capítulo opta-se pela técnica de decomposição de Fields (2003).

Esta técnica é utilizada para decompor a contribuição de cada variável explicativa da desigualdade total da variável dependente. Foi desenvolvida por Gary S. Fields (2003) é usualmente baseada na equação de salários de Mincer para decompor a contribuição de diversas variáveis para a explicação da desigualdade dos rendimentos. No caso do desempenho dos estudantes medido no teste PISA, a equação (2) é construída da seguinte maneira para apresentar a decomposição de Fields (2003):

$$\ln(T_{ia}) = \sum_{j=1}^n C_{ia} * X_{iaj} + \epsilon_{ia} = \sum_{j=1}^n C_{ia} * Z_{iaj} \quad (4)$$

Em que: $\ln(T_{ia})$ é o logaritmo natural do valor plausível. X_{iaj} são as variáveis j associadas com a pessoas i com a idade de a anos. C_{ia} são os coeficientes que acompanham cada uma das variáveis, e ϵ_{ia} é a parte da variação em desempenho entre os estudantes que não pode ser explicada pela variação entre as variáveis incluídas na equação.

Conforme detalha Fields (2003) tomando a variância de ambos os lados da equação (4), no lado esquerdo tem-se exatamente uma medida do valor plausível, a log-variância da renda, ou visto sob outro prisma, a covariância de $\ln Y$ consigo mesmo, $\sigma^2(\ln T) = \text{cov}(\sum_{j=1}^{j+2} C_{ij}, X_{iaj}, \ln T)$. Aplicando a variância em ambos os lados da equação antes e depois de alguns cálculos matemáticos, se obtém o seguinte que $1 = \sum_j S_j$. E, ao usar o conceito de correlação, pode-se reescrever a contribuição de cada fator para a log-variância do valor plausível, identificando os efeitos coeficientes, correlação e desvio-padrão. Em que cada S_j é chamado “peso relativo do fator na variabilidade” e é dado por:

$$S_j = \frac{\text{cov}(C_j, Z_j, \ln(T))}{\sigma^2(\ln T)} = \frac{C_j \sigma(x_{iaj}) \text{corr}(x_{iaj}, \ln T)}{\sigma \ln(T)} \quad (5)$$

A equação acima (5) pode ser interpretada como na medida em a proporção da variância do logaritmo do valor plausível que é explicada por cada variável regressora j . Note que se o resíduo S_j é excluído, a soma dos pesos relativos é exatamente igual à medida de qualidade de ajuste da regressão (R^2).

Por meio desta equação é obtida para estimar o peso relativo de cada variável incluída no modelo na explicação do desempenho cognitivo dos estudantes.

7 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Utilizou-se como variável dependente o resultado obtido pelos estudantes na prova PISA, corresponde ao logaritmo natural do valor plausível. Para cada área de avaliação foram estimadas 405 regressões mediante mínimos quadrados ordinários e por meio do Método por Regressão Quantílica. A função de produção educativa foi estimada para o modelo completo em relação a cada área e faz-se uma comparação entre os quantis, que inclui todos os estudantes dentro da amostra.

A prova PISA avalia capacidades e habilidade e não conhecimentos específicos; no entanto os resultados sugerem que os estudantes de níveis mais avançados obtêm maiores pontuações e é uma das características que mais incide na explicação dos diferenciais dos rendimentos depois de controlar pelos demais fatores (gênero, nacionalidade, bens em casa, setor educativo, entre outros).

Observa-se na Tabela 3.6, o modelo completo para ciências, das variáveis fatores familiares e do estudante, nota-se que os homens obtiveram melhores rendimentos que as mulheres para todos os quantis; as variáveis, ano que cursa, educação mãe, status ocupacional mãe, status ocupacional pai, livros em casa, lugar para estudar, computador em casa, posses em casa influenciam positivamente os resultados dos estudantes, dentre as variáveis, internet em casa influencia negativamente no rendimento do estudante para todos os quantis e OLS; o fato de o aluno possuir computador, além de ser considerado um elemento importante para seu aprendizado, também representa as condições de renda familiar, uma vez que ter um computador em casa ainda não é possível para famílias com rendimentos mais baixos. A presença de computador no domicílio contribuiu de forma significativa nos rendimentos.

Em relação aos fatores escolares, observa-se que os estudantes de escolas privadas têm rendimentos maiores que estudantes de escolas públicas, localização da escola e computadores na escola têm impacto positivo nos resultados dos alunos; em características dos professores ocorre que professores não preparados influenciam negativamente o rendimento dos alunos. Em relação aos fatores institucionais, avaliações professores também têm impacto negativo.

Ao analisar o desempenho dos alunos pela distribuição das notas, por meio de regressões quantílicas, percebe-se um comportamento diferenciado de algumas variáveis, em cada quantil observado. Para o 25º quantil (1º quartil) das notas em Ciência, ou seja, onde se tem maior impacto do que nos demais quantis, situam os alunos com menores notas esse quantil, o fato de o aluno possuir computador o que evidencia a influência não só do acesso à informação em casa, como também as condições familiares dos alunos.

Tabela 3.6: Determinantes do rendimento educativo. Coeficiente da FPE Ciências, 2012

Variável dependente: logaritmo natural do valor plausível de ciências		Modelo completo Ciências							
Variáveis	OLS	DP	BSQR_25	DP	BSQR_50	DP	BSQR_75	DP	
Constante	5,7211	0,0153	5,6249	0,0216	5,7436	0,0181	5,8135	0,0185	
Fatores Familiares e do estudante									
Sexo	0,0095	0,0027	0,0078	0,0039	0,0102	0,0035	0,0149	0,0034	
Ano que cursa	0,1537	0,0072	0,1617	0,0093	0,1495	0,0081	0,1521	0,0089	
Educação mãe	0,0276	0,0047	0,0241	0,0060	0,0260	0,0059	0,0287	0,0054	
Status ocupacional mãe	0,0264	0,0042	0,0307	0,0058	0,0267	0,0048	0,0291	0,0053	
Status ocupacional pai	0,0204	0,0058	0,0191	0,0085	0,0170	0,0063	0,0270	0,0069	
Livros em casa	0,0040 ^t	0,0029	0,0029 ^t	0,0041	0,0022 ^t	0,0034	0,0088	0,0036	
Lugar_estudar	0,0106	0,0033	0,0090	0,0048	0,0088	0,0041	0,0119	0,0043	
Computador_casa	0,0650	0,0041	0,0638	0,0058	0,0618	0,0052	0,0629	0,0046	
Internet_casa	-0,0146	0,0041	-0,0122	0,0051	-0,0123	0,0055	-0,0173	0,0049	
Posses_casa	0,0160	0,0021	0,0158	0,0033	0,0183	0,0025	0,0151	0,0025	
Fatores Escolares									
Características do centro educativo									
Colégio_privado	0,1166	0,0081	0,1131	0,0128	0,1116	0,0105	0,1123	0,0090	
Localização_escola	0,0231	0,0088	0,0300	0,0144	0,0221	0,0118	0,0179 ^t	0,0119	
Computadores_escola	0,0002	0,0000	0,0003	0,0000	0,0003	0,0000	0,0003	0,0000	
Aprendizado condicionado por falta de recursos									
Escassez_lab	0,0129	0,0047	0,0172	0,0070	0,0164	0,0061	0,0139	0,0058	
Escassez_computadores	0,0257	0,0044	0,0262	0,0061	0,0285	0,0057	0,0233	0,0054	
Escassez_materiais_biblioteca	-0,0004 ^t	0,0036	-0,0004 ^t	0,0047	-0,0014 ^t	0,0047	0,0024 ^t	0,0044	
Características dos professores									
Professores_não_preparados	-0,0187	0,0031	-0,0203	0,0041	-0,0181	0,0039	-0,0180	0,0037	
Fatores institucionais									
Avaliações_professores	-0,0124	0,0034	-0,0196	0,0050	-0,0118	0,0043	-0,0109	0,0044	
Professores_na_liderança	0,0113	0,0012	0,0108	0,0017	0,0108	0,0015	0,0077	0,0016	
Atividades_extras	-0,0052 ^t	0,0031	-0,0069 ^t	0,0045	-0,0067 ^t	0,0040	-0,0023 ^t	0,0039	
Índice_alocação	0,0058	0,0027	0,0099	0,0042	0,0067 ^t	0,0037	0,0053 ^t	0,0029	
Número de observações	12282								
R ² ajustado	0.2680								
Pseudo R ²	0.1289		0.1509		0.1756				

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

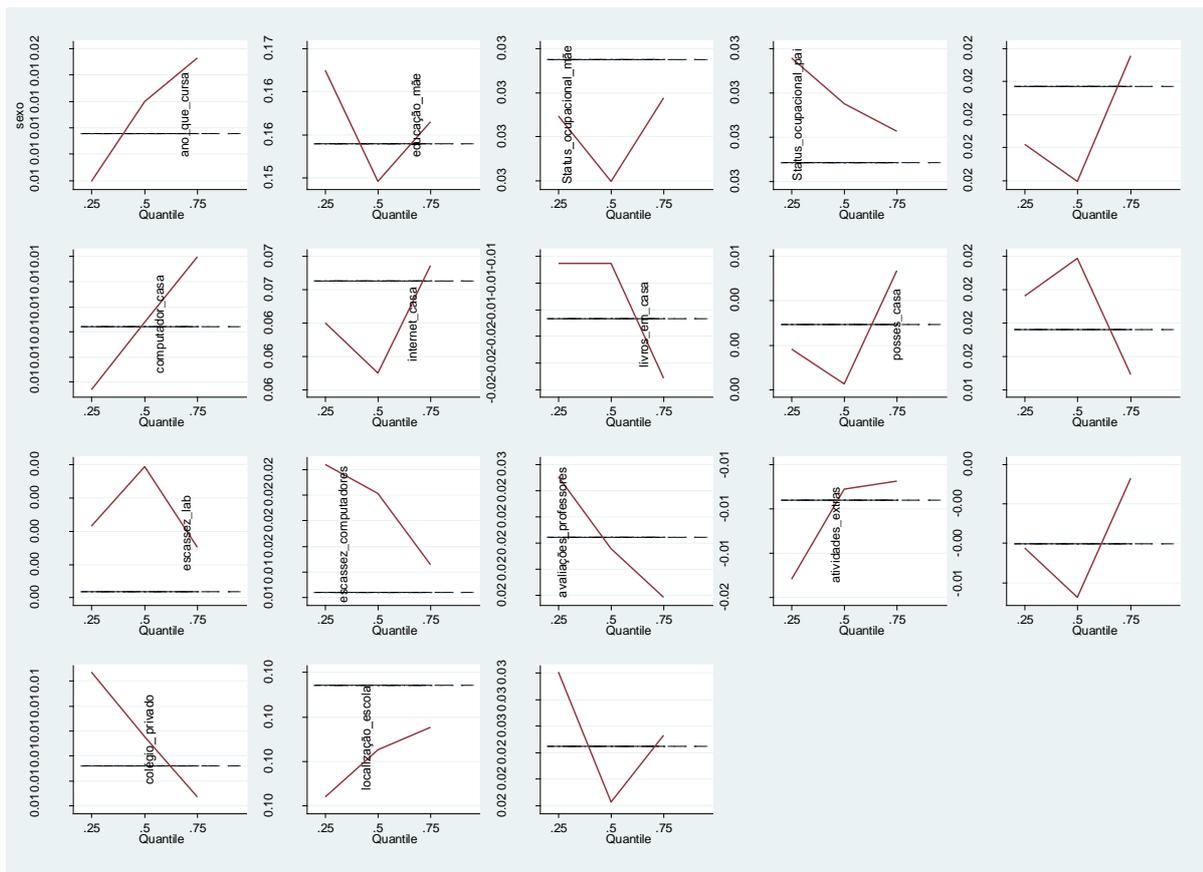
Nota: ^t Variável não é significativa ao nível de 5%

Os gráficos 3.1, 3.2 e 3.3, apresentam os coeficientes OLS e MQR para Ciências, Leitura e Matemática, respectivamente. Tem-se no eixo horizontal os quantis enquanto os coeficientes de quantis são representados no eixo vertical. A linha tracejada paralela ao eixo horizontal corresponde aos coeficientes OLS.

No gráfico 3.1, gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica para Ciências, em relação à variável sexo observa-se a partir que passa do quantil 25 para o quantil 75 tem-se um aumento, logo, no último quantil onde se tem as maiores notas, os homens apresentam um

desempenho maior do que as mulheres. Já ano que cursa nota-se que ocorreu uma redução do desempenho quando passou do 1º quantil para o 2º quantil, mas retornou no 3º quantil, onde tem um maior impacto naqueles alunos que obtiveram menores notas. Em relação a educação da mãe há uma diferença entre OLS e MQR, pois os quantis não atinge os valores do OLS. Os gráficos que tem como variáveis, status ocupacional pai, lugar para estudar, computador em casa, livros em casa, atividades extras obtiveram o mesmo comportamento ao mudar de quantil.

Gráfico 3.1: Gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica. Ciências, 2012



Fonte: Elaboração própria

Verifica-se que há uma diferença significativa entre os modelos e que a Regressão Quantílica mostra melhor o comportamento das variáveis entre os quantis. Observa-se por meio dos gráficos que algumas variáveis não atingiram a média do OLS.

Já para área Leitura, observa-se na Tabela 3.7, das variáveis fatores familiares e do estudante que os homens obtiveram piores resultados do que as mulheres para todos os quantis; ano que cursa, educação mãe, status ocupacional mãe, status ocupacional pai, livros em casa, lugar para estudar, computador em casa, posses em casa influenciam positivamente os resultados dos estudantes.

Tabela 3.7: Determinantes do rendimento educativo. Coeficiente da FPE Leitura, 2012

Variável dependente: logaritmo natural do valor plausível de leitura		Modelo completo Leitura							
Variáveis	OLS	DP	BSQR_25	DP	BSQR_50	DP	BSQR_75	DP	
Constante	5,7085	0,0162	5,6051	0,0269	5,7286	0,0222	5,8154	0,0205	
Fatores Familiares e do estudante									
Sexo	-0,0695	0,0028	-0,0781	0,0042	-0,0684	0,0038	-0,0563	0,0041	
Ano que cursa	0,1843	0,0076	0,1869	0,0129	0,1831	0,0103	0,1782	0,0097	
Educação mãe	0,0395	0,0050	0,0422	0,0064	0,0420	0,0062	0,0414	0,0053	
Status ocupacional mãe	0,0425	0,0044	0,0469	0,0066	0,0440	0,0064	0,0382	0,0061	
Status ocupacional pai	0,0309	0,0061	0,0285	0,0113	0,0319	0,0075	0,0370	0,0077	
Livros em casa	0,0051 ^t	0,0030	0,0028 ^t	0,0044	0,0026 ^t	0,0040	0,0086	0,0035	
Lugar_estudar	0,0068	0,0035	0,0057 ^t	0,0048	0,0106	0,0040	0,0113	0,0040	
Computador_casa	0,0613	0,0044	0,0602	0,0061	0,0633	0,0055	0,0609	0,0060	
Internet_casa	-0,0122	0,0043	-0,0121	0,0061	-0,0147	0,0054	-0,0128	0,0059	
Posses_casa	0,0167	0,0022	0,0150	0,0030	0,0157	0,0029	0,0153	0,0027	
Fatores Escolares									
Características do centro educativo									
Colégio_privado	0,0803	0,0085	0,0977	0,0136	0,0770	0,0095	0,0744	0,0120	
Localização_escola	0,0323	0,0093	0,0354	0,0182	0,0239 ^t	0,0144	0,0273	0,0115	
Computadores_escola	0,0003	0,0000	0,0003	0,0000	0,0003	0,0000	0,0002	0,0000	
Aprendizado condicionado por falta de recursos									
Escassez_lab	0,0174	0,0050	0,0269	0,0070	0,0174	0,0062	0,0159	0,0054	
Escassez_computadores	0,0276	0,0047	0,0266	0,0066	0,0283	0,0061	0,0233	0,0057	
Escassez_materiais_biblioteca	-0,0036 ^t	0,0038	-0,0017 ^t	0,0052	-0,0034 ^t	0,0046	-0,0063 ^t	0,0044	
Características dos professores									
Professores_não_preparados	-0,0174	0,0032	-0,0202	0,0048	-0,0187	0,0040	-0,0156	0,0041	
Fatores institucionais									
Avaliações_professores	-0,0163	0,0037	-0,0150	0,0058	-0,0181	0,0052	-0,0223	0,0049	
Professores_na_liderança	0,0092	0,0013	0,0120	0,0019	0,0064	0,0016	0,0062	0,0019	
Atividades_extras	0,0016 ^t	0,0033	-0,0008 ^t	0,0053	-0,0001 ^t	0,0044	0,0072 ^t	0,0042	
Índice_alocação	0,0147	0,0029	0,0125	0,0047	0,0193	0,0031	0,0161	0,0038	
Número de observações	12282								
R ² ajustado	0,2826								
Pseudo R ²			0,1506			0,1608	0,1709		

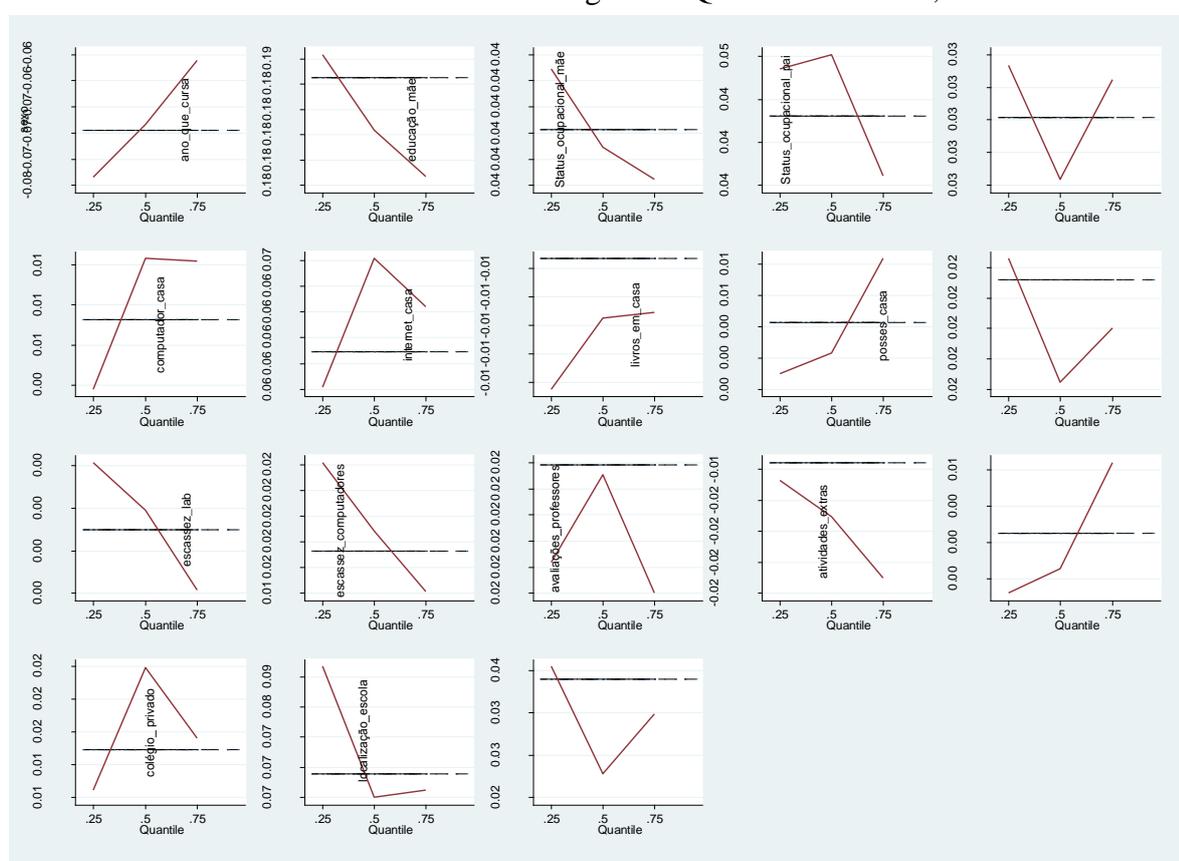
Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

Nota: ^t Variável não é significativa ao nível de 5%

Dentre as variáveis, internet em casa influencia negativamente no rendimento do estudante para todos os quantis; em relação aos fatores escolares, observa-se que os estudantes de escolas privadas tem rendimentos maiores que estudantes de escolas públicas, localização da escola e computadores na escola têm impacto positivo nos resultados dos alunos; em características dos professores ocorre que professores não preparados influenciam negativamente. Em relação aos fatores institucionais, avaliações professores também têm impacto negativo.

No gráfico 3.2, gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica para Leitura, em relação à variável sexo observa-se a partir que passa do quantil 0.25 para o quantil 0.75 tem-se um aumento, logo, no último quantil onde se tem as maiores notas, os homens apresentam um desempenho maior do que as mulheres. Já ano que cursa nota-se que ocorreu uma redução do desempenho quando passou do 1º quantil para o 3º quantil, logo, teve um comportamento diferente do encontrado para Ciências. Em relação a educação da mãe há uma redução do impacto dessa variável quando passa do 1º quantil para 3º quantil. Em relação a colégio privado tem-se um impacto maior naquele quantil onde as notas dos alunos são menores, 1º quantil.

Gráfico 3.2: Gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica. Leitura, 2012



Fonte: Elaboração própria

Nota-se também que há uma diferença significativa entre os modelos e que a Regressão Quantílica mostra melhor o comportamento das variáveis entre os quantis. Observa-se por meio dos gráficos que algumas variáveis não atingiram a média do OLS e que o impacto das variáveis mudam quando passa do 1º quantil para 3º quantil.

Por último observa-se na Tabela 3.8, modelo completo Matemática, que os homens obtiveram melhores resultados do que as mulheres para todos os quantis; dentre as variáveis, internet em casa influencia negativamente no rendimento do estudante para todos os quantis; igualmente ocorre para professores não preparados. Vale salientar que educação da mãe tem

impacto maior para o 25° quantil (1° quartil), ou seja, onde se situam os alunos com menores notas. Nota-se que livros em casa têm impacto negativo no primeiro quantil.

Tabela 3.8: Determinantes do rendimento educativo. Coeficiente da FPE Matemática, 2012

Variável dependente: logaritmo natural do valor plausível de matemática		Modelo completo Matemática							
Variáveis	OLS	DP	BSQR_25	DP	BSQR_50	DP	BSQR_75	DP	
Constante	5,6535	0,0154	5,6044	0,0190	5,6618	.01820	5,7439	0,0193	
Fatores Familiares e do estudante									
Sexo	0,0499	0,0027	0,0523	0,0036	0,0495	0,0034	0,0497	0,0034	
Ano que cursa	0,1636	0,0072	0,1492	0,0091	0,1606	0,0078	0,1676	0,0097	
Educação mãe	0,0329	0,0048	0,0326	0,0067	0,0236	0,0069	0,0261	0,0066	
Status ocupacional mãe	0,0515	0,0042	0,0462	0,0054	0,0550	0,0053	0,0576	0,0052	
Status ocupacional pai	0,0188	0,0058	0,0054	0,0080	0,0217	0,0069	0,0244	0,0075	
Livros em casa	0,0014 ^t	0,0029	-0,0037	0,0039	0,0015 ^t	0,0035	0,0046 ^t	0,0037	
Lugar_estudar	0,0096	0,0033	0,0075 ^t	0,0048	0,0078 ^t	0,0045	0,0109	0,0038	
Computador_casa	0,0624	0,0042	0,0494	0,0052	0,0664	0,0053	0,0670	0,0052	
Internet_casa	-0,0135	0,0041	-0,0110	0,0052	-0,0124	0,0054	-0,0155	0,0052	
Posses_casa	0,0199	0,0021	0,0222	0,0028	0,0190	0,0025	0,0179	0,0030	
Fatores Escolares									
Características do centro educativo									
Colégio_privado	0,1281	0,0081	0,1248	0,0118	0,1262	0,0090	0,1318	0,0105	
Localização_escola	0,0082 ^t	0,0088	0,0086 ^t	0,0092	0,0086 ^t	0,0096	-0,0011 ^t	0,0098	
Computadores_escola	0,0003	0,0000	0,0004	0,0000	0,0004	0,0000	0,0003	0,0000	
Aprendizado condicionado por falta de recursos									
Escassez_lab	0,0097	0,0048	0,0036 ^t	0,0083	0,0110 ^t	0,0072	0,0192	0,0066	
Escassez_computadores	0,0249	0,0044	0,0310	0,0063	0,0280	0,0058	0,0211	0,0064	
Escassez_materiais_biblioteca	0,0067	0,0036	0,0083 ^t	0,0046	0,0075 ^t	0,0043	0,0015 ^t	0,0051	
Características dos professores									
Professores_não_preparados	-0,0204	0,0031	-0,0212	0,0044	-0,0194	0,0036	-0,0210	0,0038	
Fatores institucionais									
Avaliações_professores	-0,0203	0,0035	-0,0205	0,0045	-0,0179	0,0051	-0,0155	0,0047	
Professores_na_liderança	0,0104	0,0012	0,0114	0,0015	0,0088	0,0017	0,0074	0,0014	
Atividades_extras	0,0011 ^t	0,0032	-0,0013 ^t	0,0047	-0,0036 ^t	0,0038	0,0023 ^t	0,0039	
Índice_alocação	0,0070	0,0027	0,0103	0,0043	0,0104	0,0030	0,0061 ^t	0,0033	
Número de observações	12282								
R ² ajustado	0.3218								
Pseudo R ²	0.1523		0.1827			0.2107			

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

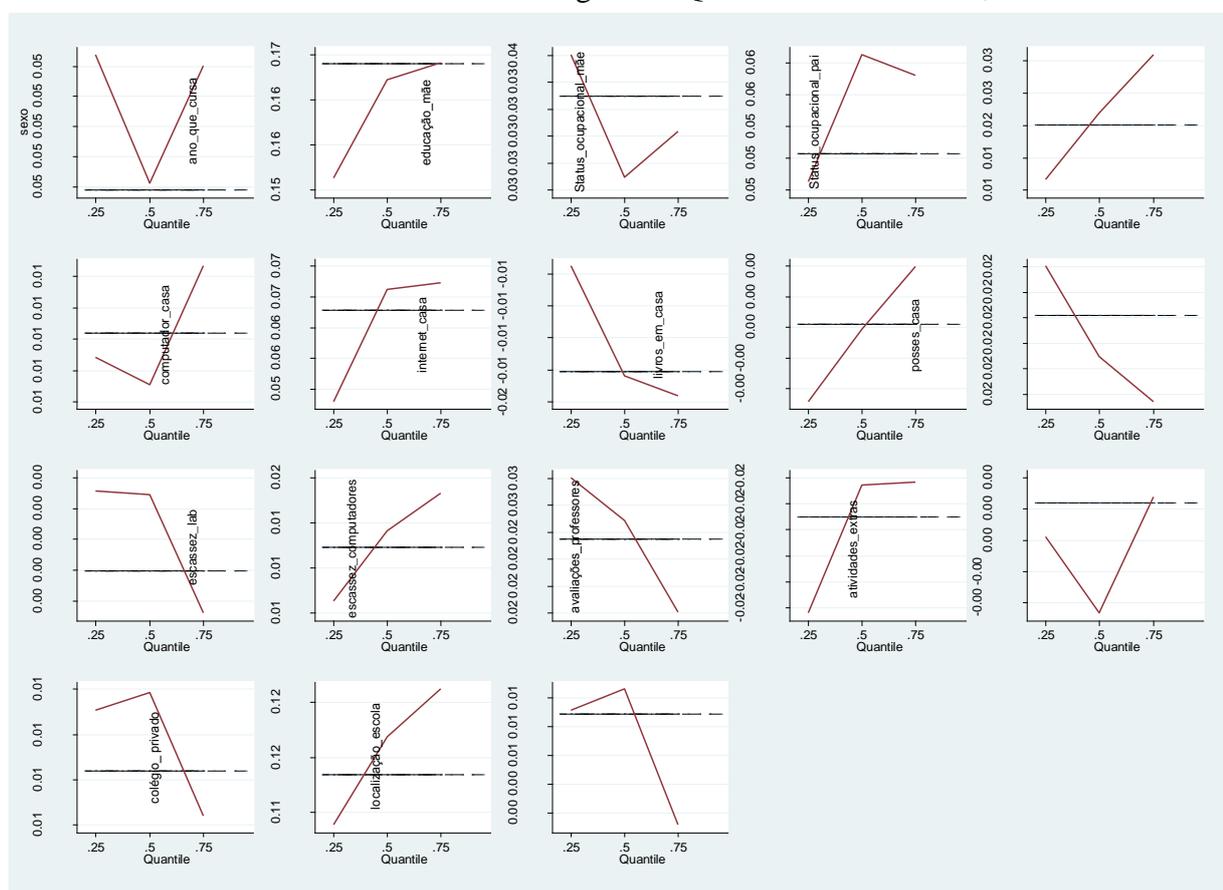
Nota: ^t Variável não é significativa ao nível de 5%

Observa-se ainda que a variável sexo quando passa no quantil 0.25 para o 0.75 tem-se um aumento no rendimento. Para algumas variáveis o impacto muda nos quantis. Já ano que cursa nota-se que o rendimento diminui quando aumenta o quantil, logo estudantes com notas mais baixas tem rendimento maior dependendo do ano que cursar. Colégio privado não tem muita mudança quando aumenta o quantil, sendo uma variável importante para todos os alunos.

Professores não preparados têm impacto negativo para toda a distribuição, pois tem impacto negativo para todos os estudantes.

No gráfico 3.3, gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica para Matemática, em relação à variável sexo observa-se a partir que passa do quantil 0.25 para o quantil 0.50 tem-se um redução, mas já no último quantil aumenta novamente, logo, no último quantil onde se tem as maiores notas, os homens apresentam um desempenho maior do que as mulheres. Já ano que cursa nota-se que ocorreu um aumento do desempenho quando passou do 1º quantil para o 3º quantil, onde tem um maior impacto naqueles alunos que obtiveram maiores notas. Em relação a educação da mãe tem-se uma redução do impacto dessa variável quando passar para os outros quantis.

Gráfico 3.3: Gráficos Coeficientes OLS e Regressão Quantílica. Matemática, 2012



Fonte: Elaboração própria

Verifica-se que para Matemática não há uma diferença dos modelos OLS e MQR como foi encontrado para Ciências e Leitura, pois se observa que os valores sempre se encontram com a média do OLS.

Corroborando a direção desses resultados, de acordo com Black, Devereux e Salvanes (2005) que investigam por que pais com níveis educacionais mais elevados têm crianças mais

educadas. Destacam-se duas. Primeiro, seria o caso de seleção pura ou efeitos indiretos. Isto é, pais mais educados, ganha salários mais elevados, e, portanto, reflete em variáveis que irão contribuir substancialmente para a educação dos filhos. Por exemplo, matricular os filhos nas melhores escolas, comprar os melhores livros, como também, investir em mecanismos que auxiliem o aprendizado. Segundo, o denominado efeito causalidade ou direto. Nesse caso, alcançar mais educação faz de você um tipo diferente de pai, e, assim, induz seus filhos a resultados educacionais mais elevados. Essa relação direta de causalidade ocorre por meio de fatores potencialmente não observáveis, como ambientes compartilhados e herdabilidade genética.

Para as três áreas, vale ressaltar que avaliações para professores influencia de forma negativa no rendimento. Os fatores familiares e do estudante são os que explicam em maior medida os diferenciais no rendimento educativo dos estudantes avaliados na prova PISA.

O modelo apresenta evidência que o ano que está cursando o estudante afeta os diferenciais do rendimento educativo. É mais provável que aqueles que cursam o décimo, o décimo primeiro e o décimo segundo com 15 anos de idade não repetiram anos escolares e que possuem conhecimentos em leitura, ciências e matemática que os permitam aumentar suas habilidades e de acordo com a Tabela 3.5, a seguir, esses alunos apresentam notas médias superiores. Pelo contrário, a maioria dos estudantes que cursam o oitavo e o nono no momento da avaliação havia repetido algum ano escolar e possuem um nível de conhecimento menor daqueles de níveis educativos superiores, o que os põem em desvantagem na avaliação PISA.

Tabela 3.9- Brasil: Pontuação média no PISA 2012 dos estudantes de 15 anos, ano cursado

Ano	Leitura		Matemática		Ciências	
Oitavo	317	(3,6)	316	(3,2)	328	(2,1)
Nono	344	(3,1)	336	(2,3)	347	(2,9)
Décimo	401	(2,4)	380	(2,0)	396	(4,6)
Décimo primeiro	448	(2,4)	425	(2,8)	437	(3,0)
Décimo segundo	460	(5,4)	437	(5,5)	448	(3,2)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

Nota: Desvio padrão entre parênteses.

Os resultados indicam que repetir o ano não soluciona as deficiências nas habilidades e capacidades dos estudantes, o que é necessário para obter um bom resultado na avaliação. Por outra parte, os conhecimentos adquiridos em cada ano adicional poderiam incidir na análise e as respostas dadas pelos estudantes na avaliação, dando maior vantagem naqueles que cursam níveis superiores.

Observa-se na Tabela 3.10, a decomposição do efeito de cada fator da FPE no rendimento escolar dos jovens de 15 anos, nota-se no OLS que o ano que cursa o estudante

explica 4,035%, 3,582% e 3,365% da desigualdade dos rendimentos na avaliação PISA focando na Leitura, Matemática e Ciências, respectivamente. A variável computador em casa explica 5,395%, 5,494%, 5,721% na Leitura, Matemática e Ciências, respectivamente da desigualdade do rendimento, sendo uma das variáveis que mais explica essa desigualdade de desempenhos dos alunos, mas já possuir internet em casa tem efeito negativo no rendimento, isso se deve ao fato que muitos ficam nas redes sociais ao invés de estudar. Outra variável com alto efeito no rendimento escolar é posses em casa que explica 3,386%, 4,031% e 3,254% na Leitura, Matemática e Ciências, respectivamente. Em síntese, o modelo geral destaca quem são os fatores familiares e as características do estudante que explicam em maior proporção as diferenças dos rendimentos dos jovens avaliados na prova PISA.

De acordo com as variáveis dos fatores escolares, na Tabela 3.10, nota-se no modelo OLS que colégio privado tem alto poder de explicação da desigualdade de rendimentos dos alunos, sendo 6,574%, 10,49% e 9,542% na Leitura, Matemática e Ciências, respectivamente, isso se deve dos diferenciais da qualidade educativa oferecida em ambos tipos de colégio. Desse grupo a segunda variável com maior impacto é computadores na escola. Já o grupo fatores institucionais das variáveis, índice de alocação é que explica mais a desigualdade dos alunos, com 2,895%, 1,374% e 1,137% na Leitura, Matemática e Ciências, respectivamente.

Ainda de acordo com a Tabela 3.10, em relação às características do professores, observa-se que professores não preparados afetam negativamente os rendimentos dos alunos para todas as áreas e quantis. O mesmo ocorre para avaliações dos professores. Ao analisar o desempenho dos alunos pela distribuição das notas, por meio de regressões quantílicas, percebe-se um comportamento diferenciado de algumas variáveis, em cada quantil observado.

Por último, a técnica de decomposição de Fields (2003) também foi aplicada para os quantis por setor educativo que apresenta algumas vantagens sobre o MQO, além de proporcionar uma análise em uma completa distribuição condicional às notas do teste. A maioria dos fatores analisados tem impacto significativo nos quantis observados, entretanto, diferem-se a magnitude deste impacto. Nota-se que a variável sexo assim que passam do quantil 25 para 75 tem-se uma redução da explicação no rendimento para Leitura. Observa-se que para matemática, o quantil 50, o impacto é negativo, sendo que as mulheres têm nesse quantil rendimento maior que os homens. Já a variável ano que cursa tem maior efeito no menor quantil, ou seja, onde se situam os alunos com menores notas. A educação da mãe tem peso maior nos maiores quantis. O mesmo ocorre para status ocupacional dos pais, computador em casa, posses em casa, colégio privada e computadores na escola.

Logo, é importante observar essa diferença de rendimento entre os quantis para saber quais variáveis têm mais impacto nos alunos de notas maiores para melhorar o rendimento dos alunos com notas baixas. Para finalizar, os fatores institucionais adquirem importância no caso dos colégios privados devido às seguintes razões: primeiro, nestes colégios existem maior liberdade para implementar políticas institucionais e, segundo, a participação dos pais na administração escolar tem efeitos positivos na aprendizagem.

Tabela 3.10: Decomposição do efeito de cada fator da FPE no rendimento escolar dos jovens de 15 anos, 2012 (em porcentagem)

Variáveis	LEITURA				MATEMÁTICA				CIÊNCIAS			
	OLS	BSQR25	BSQR50	BSQR75	OLS	BSQR25	BSQR50	BSQR75	OLS	BSQR25	BSQR50	BSQR75
Fatores Familiares e do estudante												
Sexo	-0,619	0,301	0,290	0,262	0,445	0,056	-0,661	0,119	0,085	-0,007	-0,003	-0,002
Ano que cursa	4,035	0,321	0,248	0,192	3,582	0,183	0,313	0,145	3,365	0,196	0,156	0,131
Educação mãe	0,992	0,016	0,026	0,039	0,828	0,034	0,026	0,030	0,694	0,005	0,018	0,027
Status ocupacional mãe	0,879	0,022	0,039	0,043	1,065	0,033	0,063	0,080	0,546	0,010	0,014	0,022
Status ocupacional pai	0,421	0,008	0,014	0,017	0,255	0,002	0,014	0,011	0,278	0,005	0,006	0,012
Livros em casa	0,172	0,001	0,001	0,007	0,047	0,001	0,002	0,001	0,135	-0,002	0,000	0,002
Lugar_estudar	0,177	-0,002	0,003	0,010	0,250	0,003	0,003	0,010	0,277	-0,001	0,004	0,009
Computador_casa	5,395	0,116	0,207	0,274	5,494	0,143	0,265	0,368	5,721	0,158	0,236	0,320
Internet_casa	-0,731	-0,015	-0,030	-0,035	-0,806	-0,025	-0,029	-0,054	-0,876	-0,021	-0,026	-0,054
Posses_casa	3,386	0,080	0,145	0,220	4,031	0,175	0,217	0,285	3,254	0,081	0,171	0,228
Fatores Escolares												
Características do centro educativo												
Colégio_privado	6,574	0,018	0,026	0,073	10,490	0,016	0,036	0,119	9,542	0,018	0,043	0,113
Localização_escola	0,210	0,006	0,003	0,004	0,053	0,000	0,002	0,000	0,150	0,002	0,002	0,002
Computadores_escola	1,087	0,518	0,801	1,525	1,286	-0,319	1,759	0,629	0,981	-0,931	-0,294	0,333
Aprendizado condicionado por falta de recursos												
Escassez_lab	0,720	0,005	0,003	0,009	0,399	-0,001	0,005	0,007	0,534	0,001	0,005	0,007
Escassez_computadores	1,581	0,007	0,015	0,024	1,429	0,005	0,020	0,020	1,474	0,000	0,014	0,018
Escassez_materiais_biblioteca	-0,128	0,000	-0,001	-0,004	0,235	0,004	0,003	0,001	-0,015	0,000	0,000	0,002
Características dos professores												
Professores_não_preparados	-0,465	-0,003	0,000	-0,001	-0,547	0,006	0,002	0,005	-0,502	0,007	0,007	0,006
Fatores institucionais												
Avaliações_professores	-0,081	-0,003	0,003	0,006	-0,101	0,009	0,006	0,008	-0,062	0,000	0,005	0,004
Professores_na_liderança	0,222	0,055	0,042	0,041	0,250	0,076	0,085	0,050	0,272	0,064	0,077	0,050
Atividades_extras	0,021	0,000	0,000	0,002	0,015	0,000	0,000	0,000	-0,070	0,001	0,002	0,000
Índice_alocacao	2,895	0,010	0,046	0,102	1,374	0,007	0,020	0,040	1,137	0,009	0,015	0,035
TOTAL	26,741	1,462	1,882	2,812	30,076	0,410	2,150	1,875	26,921	-0,402	0,451	1,264

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2012.

8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente capítulo buscou fazer uma análise do rendimento dos jovens brasileiros na avaliação PISA do ano 2012, dos principais fatores que influenciam no desempenho dos estudantes nesta avaliação e das diferenças no desempenho educacional que ocorrem entre escolas públicas e privadas. Para tanto, foi estimada uma função de produção educativa por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Regressões Quantílicas (MQR), que apresenta algumas vantagens sobre o MQO, além de proporcionar uma análise em uma completa distribuição condicional às notas do teste. Ressaltando que a função de produção educativa (FPE) que é uma ferramenta utilizada para medir a qualidade da educação e seus determinantes.

Os resultados evidenciam a relação entre o grau que cursam os jovens o seu rendimento acadêmico. Indicam que repetir o ano não soluciona as deficiências nas habilidades e capacidades dos estudantes, o que é necessário para obter um bom resultado na avaliação. A variável sexo assim que passa do quantil 25 para 75 tem-se um redução do peso no rendimento para Leitura. Já a variável ano que cursa tem maior efeito no menor quantil. A educação da mãe tem peso maior nos maiores quantis. O mesmo ocorre para status ocupacional dos pais, computador em casa, posses em casa, colégio privada e computadores na escola.

A necessidade de se estimar o desempenho escolar por regressões quantílicas se deve ao fato de que tais fatores podem influenciar de forma diferenciada em cada quantil de nota, como fora observado nas estimações por MRQ. A maioria dos fatores analisados tem impacto significativo nos quantis observados, entretanto, diferem-se a magnitude deste impacto.

Concluí-se ainda que quando se trata de explicar a desigualdade no rendimento educativo, as diferenças nas condições socioeconômicas pesam muito mais que as diferenças nos recursos escolares. Tais resultados, no entanto, não minimizam o papel de políticas públicas para melhoria da educação, uma vez que ha correlação positiva entre *background* familiar e qualidade das escolas. Investir em escolas em tempo integral, treinamento de professores e na modernização de equipamentos, certamente, reduzir a o efeito da família, ampliando o papel da escola.

Por fim, é necessária a criação e efetivação de ações e instrumentos que promovam melhorias na qualidade da educação no Brasil, a partir dos resultados e, isso tem sido feito, ainda que de forma tímida e individual, por grupos de pesquisa comprometidos com a qualidade do ensino.

CONCLUSÃO GERAL

A dissertação é composta por três capítulos. No primeiro capítulo utilizou-se uma metodologia de decomposição – definida em Fields (2002) – da desigualdade de renda dos salários no Brasil capaz de indicar quais são as principais variáveis que contribuíram para a explicação da desigualdade de renda. Inicialmente estimou-se a equação de rendimentos e em seguida, aplicou-se a decomposição em nível e em diferença. Antes de realizar a decomposição foi possível mostrar que a desigualdade de renda no Brasil vem caindo nos últimos anos por meio da determinação do coeficiente de Gini. Entretanto, verifica-se que essa desigualdade ainda é muito elevada. Em linhas gerais, foi constatado que pela estimação da equação de salários e pelo método de decomposição em nível utilizado, a educação mostrou ser o fator mais importante na explicação da desigualdade para o período de 2001, 2006 e 2012. Com isto, pode-se afirmar que modificações nos níveis educacionais da população brasileira possuem uma importância considerável na desigualdade de renda desta, o que deve ser considerado como um fator relevante na consecução de políticas públicas.

No segundo capítulo, utilizou-se a metodologia de simulação, adaptada do estudo de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), foi aplicada para as diferentes categorias de empregados agrícolas (permanentes e temporários) no Brasil, tanto para a decomposição do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. Enfim, as decomposições revelaram que o salário mínimo e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores para trabalhadores permanentes e efeito concentrador para os trabalhadores temporários. O grau de formalidade, por sua vez, age no sentido de concentrar os rendimentos para permanentes e temporários. Em suma, as simulações confirmam a importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período 2002 a 2012 para os trabalhadores agrícolas permanentes. Dessa forma, pode-se inferir que a política de elevação gradual do salário mínimo real estabelecida no Brasil no período de 2002 a 2012 não coincidiu com uma elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho. Noutras palavras, o impacto das variações nominais do salário mínimo sobre o nível de demanda possivelmente ultrapassou seus efeitos sobre os custos, permitindo uma elevação do patamar de produção e do emprego. Logo, no caso específico dos trabalhos agrícolas, o efeito do salário mínimo, enquanto mecanismo de proteção dos trabalhadores é nítido apenas no segmento mais estruturado do mercado de trabalho (permanentes).

Por último, no terceiro capítulo fez-se uma análise do rendimento dos jovens brasileiros na avaliação PISA do ano 2012, dos principais fatores que influenciam no desempenho dos estudantes nesta avaliação e das diferenças no desempenho educacional que ocorrem entre escolas públicas e privadas. Para tanto, foi estimada uma função de produção educativa por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Regressões Quantílicas (MQR) que apresenta algumas vantagens sobre o MQO, além de proporcionar uma análise em uma completa distribuição condicional às notas do teste. Ressaltando que a função de produção educativa (FPE) que é uma ferramenta utilizada para medir a qualidade da educação e seus determinantes. Os resultados evidenciam a relação entre o grau que cursam os jovens o seu rendimento acadêmico. Indicam que repetir o ano não soluciona as deficiências nas habilidades e capacidades dos estudantes, o que é necessário para obter um bom resultado na avaliação. A variável sexo assim que passa do quantil 25 para 75 tem-se um redução do peso no rendimento para Leitura. Já a variável ano que cursa tem maior efeito no menor quantil. A educação da mãe tem peso maior nos maiores quantis. O mesmo ocorre para status ocupacional dos pais, computador em casa, posses em casa, colégio privada e computadores na escola. Conclui-se ainda que quando se trata de explicar a desigualdade no rendimento educativo, as diferenças nas condições socioeconômicas pesam muito mais que as diferenças nos recursos escolares. Tais resultados, no entanto, não minimizam o papel de políticas públicas para melhoria da educação, uma vez que ha correlação positiva entre *background* familiar e qualidade das escolas. Investir em escolas em tempo integral, treinamento de professores e na modernização de equipamentos, certamente, reduzir a o efeito da família, ampliando o papel da escola.

Por fim, é necessária a criação e efetivação de ações e instrumentos que promovam melhorias na qualidade da educação no Brasil, a partir dos resultados e, isso tem sido feito, ainda que de forma tímida e individual, por grupos de pesquisa comprometidos com a qualidade do ensino.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALAVARSE, O. M.; BRAVO, M. H.; MACHADO, C. Avaliações externas e qualidade na educação básica: articulações e tendências. Estudos em Avaliação Educacional (Impresso), v. 24, p. 12-31, 2013.

ALESINA, A; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. European Economic Review, v. 40, n.6, 1996.

ARAÚJO, J. A.; FEITOSA, D. G.; BARRETO, F. A. D. F. Determinantes da desigualdade de renda em áreas rurais do Nordeste. Revista de Política Agrícola, v. 17. n. 4, p.65-82, 2008.

BARBOSA FILHO, F. H. de; PESSOA, S. A. de; AFONSO, L. E. Um Estudo Sobre os Diferenciais de Remuneração entre os Professores das Redes Pública e Privada de Ensino. *Est. econ.*, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 597-628, JULHO-SETEMBRO 2009.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. Determinantes da Desigualdade no Brasil. IPEA. Textos para Discussão n. 337, 1995.

_____. Os determinantes da desigualdade no Brasil. Programa de seminários acadêmicos do IPE/USP. Seminário número 22/97, out. 1997.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M. de; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade Brasileira. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007. (Texto para Discussão, N° 1253).

BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. 1ª ed. Brasília: Ipea, 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, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, p. 507-549, v. 2, 2006.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2010. (Texto para Discussão, 1460).

BERNI, H. A. de A. Evolução dos Determinantes da Desigualdade de Renda Salarial no Nordeste. 2007. 48f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

BECKER, F. da R. Avaliação educacional em larga escala: a experiência brasileira. *Revista Ibero-americana de Educação*, [S.l.], n. 53/1, 25 jun. 2010.

BERÉNYI, E. NEUMANN, E. Competir com o PISA: Recepção e tradução no discurso político húngaro. In *Revista de ciências da Educação O PISA e as Políticas Públicas de Educação: estudos em seis países europeus*. 2010.

BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J.; SALVANES, K. G., “The More the Merrier? The Effects of Family Size and Birth Order on Children’s Education,” *Quarterly Journal of Economics*, CXX, p. 669–700, 2005.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BOTTANI, N. La más bella del reino: el mundo de la educación em alerta con la llegada de un príncipe encantador. *Revista de Educación*, Madrid, n. extra, p. 75-90, mar. 2006.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LEITE, P. Beyond Oaxaca-blinder: accounting for differences in household income distributions across countries. 2002. Mimeo.

BRASIL. Lei nº. 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 23 dez. 1996.

BUTCHER, K. F.; DINARDO, J. The immigrant and native-born wage distributions: evidence from United States censuses. *NBER Working Paper Series 6630*, 1998.

CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A Influência da Raça e do Gênero nas Oportunidades de Obtenção de Renda – Uma Análise da Discriminação em Mercados de Trabalho Distintos: Bahia e São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.35, n.4, p.767- 795, out-dez., 2005.

CAMBOTA, J. N. Discriminação Salarial por Raça e Gênero no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste: Uma Aplicação de Simulações Contrafactuais e Regressão Quantílica. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 55f. , 2005.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics using Stata*. Texas: Stata Press, 2009.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. V.; LEITE, P. Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. Rio de Janeiro: Revista Brasileira de Economia, vol. 58 abril/jun, p. 186-209, 2004.

CAMPOLINA, B., SILVEIRA, F. G., MAGALHÃES, L. C. G. de. O mercado de trabalho rural: evolução recente, composição da renda e dimensão regional. Rio de Janeiro: IPEA, 2009. (Texto para discussão, 1398).

CARD, D. Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling. NBER. Discussion Paper n. 4483. 1993.

CARD, D.; KRUEGER, A. “School resources and student outcomes: an overview of the literature and new evidence from North and South Carolina”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, Nº 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association. 1996.

CARLINI, A. L.; VIEIRA, M. C. T. SAEB, ENEM, ENC (Provão) Porque foram criados? Que pensar de seus resultados? In CAPPELLETTI, Isabel Franchi, *Análise Crítica das Políticas Públicas de Avaliação*, Editora Articulação Universidade Escola. pag 15-35, 2005.
CARVALHO, L. M. Governando a Educação pelo Espelho do Perito: Uma Análise do PISA como Instrumento de Regulação. *Educação & Sociedade*, Campinas, vol. 30, n.109, p. 1009-1036, set./dez. 2009.

COLEMAN, J. *Equality of Educational Opportunity*, Washington, D.C., Departamento de Salud, Educacion y Bienestar. 1966.

CONTRERAS, D. Poverty and inequality in a rapid growth economy: Chile 1990- 1996. *The Journal of Development Studies*, v.39, p.181-200, fev.2003.

CORRÊA, A. M. C. J Desigualdade e Pobreza entre as Pessoas Ocupadas na Agricultura Brasileira: evidências empíricas da PNAD 95. *Impulso* n. 25, p.53-69, 1999.

CRISTIA, J.; CZERWONKO, A.; GAROFALO, P. “Does ict Increase Years of Education? Evidence from Peru”, *ove Working Papers*, N° 110, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo. 2010.

CRISTIA, J. P.; IBARRARÁM, P.; CUETO, S.; SANTIAGO, A.; SEVERÍN, E. “Technology and child development: evidence from the one laptop per child program”, *idb Working Paper Series*, N° 304, Washington, D.C., Department of Research and Chief Economist, Banco Interamericano de Desarrollo. Mar, 2012.

CRUZ, M. S. da; BARRETO, F. A.; SANTOS, L. M. dos; SOUTO, K. C. de. Determinantes das Desigualdades Salariais nas Macrorregiões Brasileiras: Uma Análise para o Período 2001 – 2006. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 42, n. 3, p. 551-575, jul-set., 2011.

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

DAUDE, C. Ascendance by Descendants?: On Intergenerational Education Mobility in Latin America (No. 297). OECD Publishing. 2011.

DEATON, A., PAXSON, C. Saving, growth and aging in Taiwan. In: WISE, D. (ed.). *Studies in the economics of aging*. Chicago: University of Chicago Press, 1994.

DEDECCA, C. S. A redução da desigualdade no Brasil: uma estratégia complexa. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. V. 1.

DE HOYOS, R. E. Accounting for Mexican Income Inequality During the 1990’s. México: World Bank. 2006.

DE LA CROIX, D.; DOEPKE, M. Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. *The American Economic Review*. Vol 93. n. 4. p.1093-1113, 2003.

DIEESE: Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos: Rotatividade e políticas públicas para o mercado de trabalho / Departamento Intersindical de Estatística Estudos Socioeconômicos. 140 p., São Paulo, 2014.

DINARDO, J; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, Sept. 1996.

DUARTE, A., FERREIRA, P., SALVATO, M. Disparidades Regionais ou Educacionais? Um Exercício Contrafactual, *Ensaio Econômicos da EPGE*, 532. 2003.

EPPLE, D; ROMANO, R. E. “Competition between private and public schools, vouchers, and peer-group effects”, *American Economic Review*, vol. 88, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association. Pág. 33-62, 1998.

FAJNZYLBBER, P. Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors. UFMG: Cedeplar, June 28, 2001 (Texto para Discussão, n. 151).

FELÍCIO, F; FERNANDES, R. O Efeito da Qualidade da Escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no Estado de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, Natal, 2005. **Anais ...** Natal: ANPEC, 2005.

FERNÁNDEZ, A. A; DEL VALLE, R. A. Desigualdad educativa en Costa Rica: la brecha entre estudiantes de colegios públicos y privados. Análisis con los resultados de la evaluación internacional PISA. Revista CEPAL 111, p. 35-57, 2013.

FERTIG, M. Who's to Blame? The determinants of German Students' achievement in the PISA 2000 study. Bonn: IZA, March 2003 (Discussion Paper n. 739).

FIELDS, G. S. Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States. Department of Economics. Cornell University. Working Paper.v.22, p.139-60. 2002.

FIELDS, G.S. "Accounting for income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the United States", *Research in Labor Economics*, vol. 22, Bingley, Emerald.2003.

FIGUEIREDO, E.; NOGUEIRA, L. "Like Father, Like Son? An Analysis of the Effects of Circumstances on Student Performance in PISA 2012". 42º Encontro Nacional de Economia / ANPEC, 2014.

FILMER, D.; HANSAN,A.; PRITCHETT,L. A Millennium Learning Goal: Measuring Real Progress in Education. Center for Global Development and The World Bank , June 22, 2006.

FIRPO, F.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da Evolução da Desigualdade de Renda no Brasil em Efeitos Idade, Período e Coorte. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.33, pg. 211-252. 2003.

FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, P.B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, p. 499-506. v. 2, 2006.

FOSHAY, A. W. (Ed.). *Educational achievements of thirteen-year-olds in twelve countries*. Hamburg: UNESCO Institute for Education, 1962.

FORMICHELLA, M. "Se debe el mayor rendimiento de las escuelas de gestion privada en la Argentina al tipo de administracion?", *Revista de la CEPAL*, N° 105 (LC/G.2508-P), Santiago de Chile.2011.

GREENWALD, R.; L. HEDGES; R. LAINE "The effect of school resources on student achievement", *Review of Educational Research*, vol. 66, N° 3, Washington, D.C., American Educational Research Association.1996.

- HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L. “The Economics of International Differences in Educational Achievement”, *nber Working Paper*, N° 15949, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.2010.
- HESHMATI, A. “A review of decomposition of income inequality”, *IZA Discussion Paper*, N° 1221, Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA),2004.
- HOFFMANN, R.; OLIVEIRA, F. C. R. de. Remuneração e características das pessoas ocupadas na agroindústria canavieira no Brasil, de 2002 a 2006. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. Anais... Brasília, DF: SOBER, 2008.
- HOFFMANN, R.. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 299-315, 1998.
- _____. Distribuição da renda e da posse da terra no Brasil. In: RAMOS, P. (Org.). *Dimensões do agronegócio brasileiro: políticas, instituições e perspectivas*. Brasília, DF: MDA, 2007. (Nead Estudos, 15).
- _____. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 213-231, abr. 2009.
- HOFFMANN, R. A distribuição de renda no Brasil no período 1992-2001. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.11, 2002.
- _____. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>>, acesso em 16 out. 2013.
- HUSÉN, T.; POSTLETHWAITE, T.N. A brief history of the International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA). *Assessment in Education*, London, n. 3, p. 129-141, 1996.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica. Agosto, 2006.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA- IPEA. Sobre “A Década Inclusiva (2001-2011): Desigualdade, Pobreza e Políticas de Renda”. 2012.
- JABLONKA, E. Mathematical Literacy. In: A. Bishop, M. A. Clemnets, C. Keitel, J. Kilpatrick e F. K. S. Leung (eds.), *Second International Handbook of Mathematics Education*, pag. 75–102, London: Kluwer Academic Publishers. 2002.
- JANN, B. Univariate Kernel density estimation. ETH Zurich, Switzerland, 2007.
- KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: the recent Brazilian experience. Working Paper, Brasil: PNUD, 2006.
- KERM, P. van. Adaptive Kernel density estimation. In: UK STATA USERS MEETING, 9th. May 19-20, 2003, London. Royal Statistical Society, London, 2003.

- KOENKER, R. ; BASSETT ,G.S. Regression Quantiles,"*Econometrica*", v.46, p.33-50.1978.
- LAM, D. Generating Extreme Inequality: Schooling, Earnings, and Intergenerational Transmission of Human Capital in South Africa and Brazil. University of Michigan, processed. 1999.
- LAM, D.; LEVINSON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effect on inequality of wages. *Journal of Development Economics*, v. 37. p. 199-225, 1992.
- LANGONI, G. Distribuição de Renda e Crescimento Econômico, Rio de Janeiro: Expressão e Cultura. 1973.
- LEE, J.; R. BARRO "Schooling quality in a cross-section of countries", *Economica*, vol. 68, N° 272, Londres, London School of Economics and Political Science.2001.
- LEMIEUX, T. Decomposing Changes in Wage Distributions: A Unified Approach ,*The Canadian Journal of Economics*, 35, pg 646-688, 2002.
- LINDGARD, B.; GREK, S. The OECD, indicators and PISA: an exploration of events and theoretical perspectives – a working paper. 2007.
- MACEDO, R. B.; GARCIA, M. E. Salário mínimo e taxa de salário no Brasil: comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 3, n. 10, p. 1013-1044, 1978.
- MACHADO, J. A. F.; MATA, J.. "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics* 20(4), p. 445-65. Março de 2005.
- MACHADO. A. F.; MORO, S.; MARTINS, L.; RIOS, J. Qualidade do ensino em matemática: Determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas mineiras. **Economia**. Brasília: ANPEC, jan./abr. 2008, v.9 n.1, p. 23-45.
- MARIANO, F. Z.; ARRAES, R. D. A. Endogeneidade da educação na previsão da taxa de retorno: avaliação metodológica e aplicação para regiões brasileiras e estados selecionados. IPECE, Fortaleza, 2011. Disponível em < <http://www.ipece.ce.gov.br>>, acesso em 16 out. 2013.
- MENEZES FILHO, N. A. Qualidade de educação. *Sociedade e Economia: estratégias de crescimento e desenvolvimento*. (Org. João Sicsú e Armando Castelar). Cap.20, p.201, Brasília, 2009.
- MENEZES FILHO, N. Os Determinantes do Desempenho Escolar do Brasil. Instituto Futuro Brasil, Ibmec-SP e FEA-USP, 2007.
- MENEZES-FILHO, N.; AMARAL, L. A Relação entre Gastos Educacionais e o Desempenho Escolar.In: IBMEC Working Paper 109, São Paulo,2009.

MENEZES, T. A. de; SOARES, S. C. Os determinantes do desempenho escolar: uma análise para o estado pernambucano. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 15, Fortaleza, 2010. Anais.... Fortaleza: ANPEC, 2010, CD-ROM.

MIZALA, A.; ROMAGUERA, P. “Equity and educational performance”, *Documentos de trabajo*, N° 136, Santiago de Chile, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.2002.

MOREIRA, M. T. “Factores endogenos y exogenos asociados al rendimiento en matemática: Un análisis multinivel”, *Revista Educación*, vol. 33, N° 2, San Jose, Universidad de Costa Rica. 2009.

MORGAN, C. *The OECD Programme for International Student Assessment: unraveling a knowledge network*. 2007. Thesis (Doctoral) – School of Public Policy and Administration, Carleton University, Ottawa.

MONS, N. L'évaluation des politiques éducatives: apports, limites et nécessaire renouvellement des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. *Revue Internationale de Politique Comparée*, Bruxelles, v. 14, n. 3, p. 409-423, 2007.

NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. 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 (Rio de Janeiro)*, v. 40, p. 4, 2010.

NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. The effects of minimum wages throughout the wage distribution. Feb. 2000 (NBER Working Paper, n. 7.519).

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Origem familiar e desigualdade de renda na agricultura. *Pesquisa e planejamento econômico*, v.33, n.3, dez., 2003.

NEVES, J. A.B. Human Capital, social classes, and the earnings determination process in brazilian agriculture: 1973, 1982 and 1988. Tese (Doutorado) University of Wisconsin, Madison. 236p., 1997.

OAXACA, R. Male–Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, v.14, n.3, p.693-709, out., 1973.

OECD. Equity and quality in education: supporting disadvantaged students and schools. Paris: OECD, 2012. Disponível em: <<http://www.oecd.org/edu/equity>>.

OLIVEIRA, R. C.; SILVEIRA, R. M. Escolaridade, políticas sociais e a evolução da desigualdade Regional de renda no Brasil entre 2003 e 2011: uma análise a partir das fontes de renda. Fórum BNB, 2013.

OLIVEIRA, F. C. R. Ocupação e remuneração na cana-de-açúcar e em outras atividades agropecuárias no Brasil, de 1992 a 2007. 2009. 167 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2009.

OLIVEIRA, R. B. Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Economia, Unicamp, Campinas, 98 f. 2010.

- PARZEN, E. On Estimation of a Probability Density Function and Mode. In: The Annals of Mathematical Statistics, vol 3, nº3, p.1065-1076, set., 1962.
- PESSOA, S. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? 2000. Mimeo.
- PINHO NETO, V. R.; BARRETO, F. A. F. D.; FEIJÓ, J. R. A Importância da Educação para a Recente Queda da Desigualdade de Renda Salarial no Brasil: Uma análise de decomposição para as regiões Nordeste e Sudeste. IPEA, 2011.
- PRAZERES, L. A. dos. A leitura no PISA 2000: acadêmicos e jornalistas avaliando resultados. 2009. 363f. Tese (Doutorado em Letras) – Centro de Estudos Gerais, Universidade Federal Fluminense, 2009.
- PSACHAROPOULOS, G. Time Trends of the Returns to Education: Cross- National Evidence. Economics and Education Review, n. 8, v. 3, 1991.
- RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, RICARDO (ORG), Desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, Cap.6 p.159-176,2000.
- RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da Desigualdade de Rendimentos no Brasil nos Anos Noventa: Discriminação, Segmentação e Heterogeneidade dos Trabalhadores. IPEA. Texto para Discussão, n. 803, 2001.
- RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retorno para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. Texto para discussão n.03, UFRJ, Rio de Janeiro. 2005.
- ROSENBLATT, M. Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function. In: The Annals of Mathematical Statistics, vol 27, nº3, p. 832-837, set.1956.
- SALM, C. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, P. B., FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, v. 1, p. 279-297, 2006.
- SALVATO, M. A.; DUARTE, A. J. M. A; FERREIRA, P. C. Disparidades Regionais ou Educacionais? Um exercício contrafactual. Mimeografado, Jul, 2003.
- SALVATO, M. A.; LIMA, L. F.; VIANA, J. S. Accounting for Income Inequality: An Application of the Fields Methodology to the Recent Fall of Inequality in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC. 2013, Fortaleza, CE. Anais... Fortaleza: ANPEC, 2013.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro: Abril/Jun, 2004.
- SCHLEICHER, A. Fundamentos y cuestiones políticas subyacentes al desarrollo de PISA. *Revista de Educación*, Madrid, n. extra, p. 21-43, 2006.

SCHLEICHER, A. Can competencies assessed by PISA be considered the fundamental school knowledge 15-year-olds should possess? *Journal of Educational Change*, Dordrecht, v. 8, n. 4, p. 349-357, 2007.

SHORROCKS, A. F. Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, v. 50, n.1, p. 193-211, 1982.

SILVEIRA, F. de. J. M. Decomposição da Desigualdade Salarial no Brasil. Dissertação (Mestrado em Economia) – FGV, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 72f. , 2012.

SIQUEIRA, M. L.; SIQUEIRA, M. L. Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. XI Encontro Regional de Economia, ANPEC, Banco do Nordeste. Maio, 2006.

SOARES, S. S. D. O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho – Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras. Brasília: IPEA, nov., 2000. (Texto para Discussão, 769).

SOARES, S. D. S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.83-115, jun. 2006.

SOUZA, P. F. L. de; SALVATO, M. A.; FRANÇA, J. M. de. Ser Mulher e Negro no Brasil ainda leva a menores salários? Uma Análise de Discriminação para Brasil e Regiões: 2001 E 2011. In: 41º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA/ANPEC-2013, Fortaleza, CE. Anais... Fortaleza: ANPEC, 2013.

SQUIRE, L.; ZOU, H. Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. *The Economic Journal*, v. 108. p.26-43, 1998.

STADUTO, J. A. R.; BACHA, C. J. C.; BACCHI, M. R. P. Determinação dos salários na agropecuária brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 2, p. 285-321, ago. 2002.

STOCK, H. J.; WATSON, W. M. *Econometria*. Pearson, Addison Wesley. 2004.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Um Estudo do Retorno da Educação na Região Nordeste: Análise dos Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco a partir da Recente Queda da Desigualdade. IPECE, Texto para discussão nº 72, 2010.

TODD, P.E.; K.I. WOLPIN “On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement”, *The Economic Journal*, vol. 113, N° 485, St. Andrews, Royal Economic Society.2003.

URZÚA, S.; G. VERAMENDI “The impact of out-of-home child care centers on early childhood development”, idb Working Paper Series, N° IDB-WP-240, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.2011.

VEGAS, E.; J. PETROW Raising Student Achievement in Latin America: The Challenge for the 21st Century, Washington, D.C., Banco Mundial.2007.

VELOSO, F. A evolução recente e propostas para a melhoria da educação no Brasil.
In: BACHA, E.; SCHWARTZMAN, S. (Orgs.). Brasil: a nova agenda social. Rio de Janeiro:
Gen/LTC, p. 213-253, 2011.

VIANNA, H. M. Avaliação educacional: problemas gerais e formação do avaliador. p.9-
14,1997.

VIEIRA, M.; TENÓRIO, R. M. Avaliação e Sustentabilidade: as quatro gerações de Guba e
Lincoln em debate.2005. No prelo.

WOESSMANN, L. *Schooling Resources, Educational Institutions, and Student Performance:
The International*.2011.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT
Press, Cambridge, MA. 2002.