

UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE (UFF)
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PPGE)

**O PAPEL DO SALÁRIO MÍNIMO NA REDUÇÃO DA DESIGUALDADE NA
DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL ENTRE 1995 E 2013**

Aluna: Alessandra Scalioni Brito

Orientadora: Celia de Andrade Lessa Kerstenetzky

Co-orientadora: Danielle Carusi Machado

NITERÓI

AGOSTO DE 2015

UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE (UFF)
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PPGE)

**O PAPEL DO SALÁRIO MÍNIMO NA REDUÇÃO DA DESIGUALDADE NA
DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL ENTRE 1995 E 2013**

(versão avaliada pela banca, sujeita a alterações)

BANCA EXAMINADORA:

Fábio Waltenberg (UFF)

João Saboia (UFRJ)

Maurício Reis (IPEA)

Miguel Foguel (IPEA)

Sérgio Firpo (FGV/EESP)

Celia Kerstenetzky (UFF - Orientadora)

Danielle Machado (UFF - Co-orientadora)

NITERÓI

AGOSTO DE 2015

RESUMO

Esta tese buscou contribuir para a literatura de mercado de trabalho ao mensurar o efeito da política de salário mínimo (SM) sobre a redução da desigualdade da distribuição de renda no Brasil no período recente. A literatura nacional que relaciona salário mínimo e desigualdade de salários é consensual sobre o papel distributivo que o piso teve nos últimos anos. Contudo, poucos estudos levam em conta o papel distributivo que o SM tem como piso de aposentadorias e pensões e como valor do Benefício de Prestação Continuada, o que abre uma lacuna para novos trabalhos na área. Desta forma, pretendemos contribuir para este debate pela incorporação do efeito destes canais pouco explorados. Outra contribuição da tese foi utilizar uma metodologia para estimar os efeitos do SM na decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho, proposta por FFL (2009), na qual a ordem em que a variável explicativa de interesse é inserida no modelo não afeta o resultado encontrado. Analisando a desigualdade de rendimentos do trabalho entre 1995 e 2011, vimos que o efeito direto da política de SM, caracterizado pela faixa de 0,9 a 1,1 SM, foi desconcentrador em 22,1%. Caso considerássemos um efeito expandido do SM (0,5 SM a 1,5 SM) como aquele que também leva em conta possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário, o impacto do SM seria desconcentrador em 46,6%. Analisando a desigualdade de rendimento domiciliar *per capita* entre 1995 e 2013, chegamos a um efeito global do SM em média de 72,4%, sendo o canal da previdência o de maior destaque (efeito médio de 37,7%), seguido pelo mercado de trabalho (26,3%) e pelo BPC (8,4%).

Palavras-chave: salário mínimo, desigualdade, mercado de trabalho, decomposição.

ABSTRACT

This thesis aims to contribute to the labor market literature to measure the effect of minimum wage (MW) policy on reducing income distribution inequality in Brazil in recent years. The national literature which relates MW and wage inequality is consensual on the distributive role that the wage floor has had in recent years. However, few studies take into account the distributive role of MW as floor of the pensions and value of BPC, which opens a gap for new research in the area. Thus, we intend to contribute to this debate by incorporating the effect of these little explored channels. Another contribution of this thesis is the use of a methodology to estimate the effects of MW on the decomposition of labor income inequality proposed by FFL (2009), where the order in which the independent variable is inserted into the model does not affect the result found. Upon analyzing the inequality of labor income between 1995 and 2011, we noticed that the direct effect of MW policy, characterized by the range 0.9 to 1.1 MW, was de-concentrating in 22.1%. If we considered an extended effect of MW (0.5 SM 1.5 SM) as one that also takes into account possible leaks of MW policy and cash effect, the impact of MW would be de-concentrating in 46.6%. Upon analyzing the inequality of household income *per capita* between 1995 and 2013, we found the MW overall effect of 72.4%, having the social security as the most prominent channel (37.7%), followed by the labor market (26.3%) and BPC (8.4%).

Keywords: minimum wage, inequality, labor market, decomposition.

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar a Deus, pois sem Ele, com certeza não teria chegado até o fim desta fase tão difícil da minha vida.

O doutorado é o fim de um ciclo que se iniciou na minha graduação em Campinas, um caminho que começou cheio de sonhos e expectativas e terminou com a dura realidade de que, por maior que seja o esforço realizado, sempre saberemos muito pouco daquilo que buscamos conhecer. A única certeza que temos é que sempre haverá muito por aprender. E esta é a beleza do conhecimento.

Agradeço aos meus pais, Rogério e Maria Helena, que não mediram esforços para que eu tivesse as oportunidades necessárias para realizar este sonho. Agradeço pelo apoio financeiro, mesmo quando este significava abrir mão do pouco que tínhamos. Agradeço por entenderem minha constante ausência, por aceitarem que os filhos são feitos para o mundo e não para eles próprios. Agradeço por sempre terem apoiado minhas escolhas, ainda que estas significassem a distância, o pouco convívio e as preocupações que sei que tiveram sempre.

Agradeço aos meus irmãos, Patrícia e Rodrigo, que também sempre me apoiaram, seja cuidando dos meus pais, seja entendendo minha ausência no dia a dia. Agradeço por terem me dado lindas sobrinhas, Maria Luísa e Ana Lívia, cujo crescimento infelizmente não pude acompanhar de perto, mas cujas descobertas da vida me encantam a cada dia.

Agradeço a meus tios e tias, primos e primas, que sempre me colocaram em suas orações e estiveram presentes nos momentos de alegria e de dificuldades.

Agradeço muito aos meus amigos. Aqueles que fiz durante a graduação na Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) e que, mesmo à distância, continuam torcendo pelo meu sucesso. Aqueles que fiz durante o mestrado e o doutorado na Universidade Federal Fluminense (UFF), que acompanharam o dia a dia deste processo e contribuíram para tornar estes dias mais leves e alegres. Aqueles que fiz enquanto trabalhei no Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA-Rio) e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com os quais aprendi o significado do trabalho em equipe, da generosidade e do amor ao que se faz.

Um agradecimento especial aos profissionais maravilhosos que conheci no IPEA: Carlos Henrique Corseuil (Kiko), Miguel Foguel, Maurício Reis, Ana Luiza Barbosa, Gabriel Ulyssea e Solange Kanso. Muito obrigada pelas longas conversas pacientes, pelos conselhos, pela orientação valiosa que muito contribuiu para meu aprendizado, não só desta tese, mas do que é ser um pesquisador, do que é trabalhar com paixão pelo que se faz. Um agradecimento especial ao Kiko, com quem trabalhei mais diretamente, pela convivência tranquila e pelos valiosos ensinamentos nestes quase dois anos de trabalho conjunto.

Agradeço aos profissionais do IBGE, minha nova casa, que me receberam de braços abertos e que não mediram esforços para que o trabalho fosse sempre desafiador e

engrandecedor. Agradeço aos meus chefes Cimar Azeredo e Maria Lucia Vieira pela confiança, e a Vandeli Guerra, pelos conselhos e ensinamentos. Agradeço a Vandeli também pela disponibilização do algoritmo de compatibilização da variável “Setor” na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) entre as décadas de 1990 e 2000, utilizado no capítulo III da tese.

Agradeço às minhas orientadoras Celia Kerstenetzky e Danielle Machado, pela paciência e dedicação nestes quatro anos de doutorado. Obrigada pelas conversas, por não me deixarem desistir e por sempre me apoiarem. Um agradecimento especial à Celia, pela exaustiva revisão de cada capítulo nestes meses finais.

Agradeço ao Miguel Foguel pela prontidão em ajudar e pela generosidade em compartilhar seu conhecimento e seu tempo na construção do capítulo IV desta tese. Muito obrigada!

Agradeço ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal Fluminense (PPGE/UFF), na pessoa da coordenadora Ana Ruiz. Obrigada pelo apoio tanto institucional quanto pessoal.

Agradeço aos membros da banca examinadora Fábio Waltenberg, João Saboia, Maurício Reis, Miguel Foguel e Sérgio Firpo pelo precioso tempo e pelas valiosas sugestões. Agradeço aos que também participaram da banca de projeto, João Saboia e Sérgio Firpo, que têm acompanhado este trabalho desde o princípio.

Agradeço aos eternos mestres Paulo Baltar e Eugenia Leone (IE/Unicamp), que me instigaram a entrar no caminho da pesquisa e, por coincidência ou não, foram os primeiros a me apresentarem o tema de salário mínimo, que é objeto de estudo desta tese.

Agradeço aos comentários feitos durante a apresentação de versão anterior do capítulo III em Seminário no Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA) e às sugestões feitas por Carlos Henrique Corseuil e Sérgio Firpo.

Agradeço a solicitude de João Pedro Azevedo e Ricardo Paes de Barros durante a elaboração do capítulo IV.

Agradeço a Yasmín Salazar, amiga de todas as horas, que acompanhou de perto estes quatro anos e que, muitas vezes, não me deixou desistir, me incentivou, me orientou, me ouviu e me apoiou neste período difícil.

Agradeço a Maitê Lopes e Lorena Santos, pelas conversas, pelos desabafos, pela torcida e pela verdadeira amizade. Agradeço a Luna Hidalgo, pela convivência diária no IBGE, pelo companheirismo e pela amizade sincera.

Agradeço a minhas terapeutas Fernanda e Mariana, meu cardiologista Nelson, minha psiquiatra Cristina e minha homeopata Maria das Graças. Obrigada pelo apoio e por tornarem o caminho mais suave.

“Adoramos a perfeição, porque não a podemos ter; repugna-la-íamos se a tivéssemos. O perfeito é o desumano porque o humano é imperfeito”. (Fernando Pessoa)

Às minhas sobrinhas Maria Luísa e Ana Lúvia.

ÍNDICE DE FIGURAS, GRÁFICOS, QUADROS E TABELAS

FIGURAS

Figura 1: Mudança percentual anual do índice de Gini por país entre 2000 e 2012	15
---	----

GRÁFICOS

Gráfico 1: Índice de Gini do rendimento domiciliar <i>per capita</i>	19
Gráfico 2: Séries de salário mínimo real e índice de Gini (1940-2015).....	45
Gráfico 3: Distribuição dos ocupados por faixa de SM – 1995-2011.....	58
Gráfico 4: Contribuição das faixas de SM para a variação do índice de Gini por subperíodos – 1995-2011.....	71
Gráfico 5: Densidade de Kernel do logaritmo do rendimento domiciliar <i>per capita</i> – 1995-2011.....	100
Gráfico 6: Distribuição das pessoas que recebem SM no mercado de trabalho, segundo o decil da renda domiciliar <i>per capita</i> – Brasil 1995-2013.....	101
Gráfico 7: Distribuição das pessoas que recebem SM na Previdência, segundo o decil da renda domiciliar <i>per capita</i> – Brasil 1995-2013.....	102
Gráfico 8: Distribuição das pessoas que recebem BPC, segundo o decil da renda domiciliar <i>per capita</i> – Brasil 1995-2013.....	103

QUADROS

Quadro 1.....	26
Quadro 2: Literatura empírica nacional.....	47
Quadro 3.....	96

TABELAS

Tabela 1A (Anexo do cap. I): Índice de Gini para desigualdade de rendimento domiciliar <i>per capita</i> 1995-2013.....	27
Tabela 1.....	49
Tabela 2: Valores correspondentes a cada faixa de salário mínimo – 1995-2011.....	56
Tabela 3: Estatísticas descritivas dos trabalhadores ocupados – 1995-2011.....	59

Tabela 4: Resultados agregados da decomposição para média, Gini e percentis (10, 50 e 90).....	62
Tabela 5: Resultados agregados da decomposição para as diferenças interquantílicas 90-10 e 50-10.....	65
Tabela 6: Decomposição de Oaxaca-Blinder (média) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados.....	67
Tabela 7: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados (efeito composição).....	69
Tabela 8: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q10) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados.....	73
Tabela 9: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q50) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados.....	75
Tabela 10: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q90) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados.....	76
Tabela 11: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados (efeito estrutura).....	78
Tabela 1A (Anexo do cap. III): Variação (em pontos percentuais) da proporção em cada subperíodo.....	88
Tabela 2A (Anexo do cap. III): Estatísticas descritivas.....	89
Tabela 12: Amostra de domicílios.....	93
Tabela 13: Percentual de domicílios e pessoas, segundo presença de ocupados, aposentados e pensionistas, beneficiários do BPC e recebimento de SM – 1995-2013.....	98
Tabela 14: Pessoas beneficiárias do BPC na PNAD e nos registros administrativos.....	99
Tabela 15: Média do rendimento domiciliar <i>per capita</i> em R\$ e em salários mínimos	100
Tabela 16.....	104
Tabela 17: Efeito médio sobre as variações do índice de Gini do rendimento domiciliar <i>per capita</i> (inclusive rdpc zero) – Brasil 1995-2013.....	105
Tabela 18: Efeito médio sobre as variações do índice de Gini do rendimento domiciliar <i>per capita</i> – Brasil 2006-2011.....	109
Tabela 1A (Anexo do cap. IV): Efeito médio sobre as variações do índice de Gini do rendimento domiciliar <i>per capita</i> (exclusive rdpc zero) – Brasil 1995-2013.....	112

SUMÁRIO

Apresentação	11
Capítulo I: Tendências recentes da desigualdade de renda e seus principais determinantes	13
I.1 A desigualdade nos países desenvolvidos e em desenvolvimento e na América Latina.....	13
I.2 Desigualdade de renda no Brasil: possíveis determinantes	18
I.3 Considerações finais	25
I.4 ANEXOS.....	27
Capítulo II: Efeitos da política de salário mínimo sobre a desigualdade na distribuição de renda: uma revisão da literatura.....	28
II.1 Efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego	28
II.2 A evidência empírica sobre as relações entre salário mínimo e desigualdade	33
II.2.1 O debate americano: salário mínimo ou mudança tecnológica com viés em qualificação? 33	
II.2.2 O caso europeu	38
II.2.3 América Latina: salário mínimo ou SBTC?.....	41
II.3 A evidência nacional sobre as relações entre salário mínimo e desigualdade	44
II.4 Considerações finais.....	47
Capítulo III: Salário mínimo e desigualdade do rendimento do trabalho no Brasil	49
III.1 Introdução	49
III.2 Metodologia.....	52
III.2.1 Base de dados.....	52
III.2.2 Método	53
III.2.3 Variáveis do modelo	56
III.3 Estatísticas descritivas.....	58
III.4 Resultados	61
III.4.1 Análise agregada	61
III.4.2 Efeito composição (análise detalhada)	66
III.4.3 Efeito estrutura (Índice de Gini).....	77
III.5 Considerações finais	81
III.6 APÊNDICE ESTATÍSTICO.....	84
III.7 ANEXOS	88
Capítulo IV: Salário mínimo e desigualdade do rendimento domiciliar <i>per capita</i> no Brasil	91
IV.1 Introdução.....	91
IV.2 Metodologia.....	92
IV.2.1 Variáveis do modelo	93

IV.2.2 Método.....	95
IV.3 Estatísticas descritivas	97
IV.4 Resultados.....	103
IV.5 Estudo de caso: PBF na PNAD 2006 e 2011	107
IV.6 Considerações finais	110
IV.7 ANEXOS.....	112
Considerações Finais	113
Referências Bibliográficas	117

APRESENTAÇÃO

Nas últimas décadas, a desigualdade de renda vem se reduzindo no Brasil. Ao mesmo tempo, desde a estabilização monetária, o salário mínimo tem se valorizado em termos reais, sobretudo a partir dos anos 2000. A coincidência destas tendências levanta a suspeita de que possa haver uma relação entre a política de salário mínimo e o comportamento da distribuição de renda brasileira no período recente.

O salário mínimo no Brasil é mais que uma política de mercado de trabalho. Ele é um direito do trabalhador, mas ultrapassa o mercado de trabalho para se tornar também um direito do aposentado e pensionista, que mesmo tendo contribuído menos do que seu valor, tem garantida pela Constituição de 1988 a quantia mínima de um salário mínimo. O valor simbólico desta vinculação faz do salário mínimo a referência do que um cidadão tem direito de receber mensalmente para garantir sua subsistência, para prover sua família com dignidade. Assim, como no inciso IV do artigo 7º da Constituição¹:

“São direitos dos trabalhadores urbanos e rurais, além de outros que visem à melhoria de sua condição social (...) [inciso] IV – Salário mínimo, fixado em lei, nacionalmente unificado, capaz de atender a suas necessidades vitais básicas e às de sua família com moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte, previdência social, com reajustes periódicos que lhe preservem o poder aquisitivo, sendo vedada sua vinculação para qualquer fim”.

Talvez pelo fato de ter esta simbologia, o salário mínimo sempre tenha conseguido resistir a momentos de ajuste fiscal, crise econômica e a críticas políticas ou acadêmicas seja por sua vinculação à Seguridade Social, seja por seu “teórico” descolamento da produtividade do trabalho.

Desta forma, ganhou força nos anos 2000 a demanda por uma política clara de valorização do salário mínimo que tinha perdido seu valor, sobretudo durante o governo militar e no período inflacionário que se seguiu. Esta demanda surgiu tanto por parte dos trabalhadores e sindicatos, quanto pela comunidade acadêmica. Em 2005, em meu segundo ano de faculdade na Universidade Estadual de Campinas, pude presenciar este movimento através de um seminário que mais tarde resultou em um livro (*Salário Mínimo e Desenvolvimento*) organizado pelos professores Paulo Baltar, Claudio Dedecca e José Krein, no qual se discutiam diretrizes para uma política de salário mínimo. Hoje, 10 anos depois, temos uma política clara de valorização do salário mínimo e potenciais efeitos distributivos desta para a desigualdade de renda brasileira.

Neste sentido, o objetivo desta tese é mensurar o efeito da valorização do salário mínimo a partir de 1995 sobre a redução da desigualdade de renda no Brasil. Buscamos responder a duas perguntas. Primeira: que papel o salário mínimo teve para reduzir a desigualdade salarial nos últimos anos? Segunda: qual a contribuição do salário mínimo para

¹ Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm

a redução da desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil, considerando seu papel no mercado de trabalho, mas principalmente seu papel como piso das aposentadorias e pensões e como valor do Benefício de Prestação Continuada (BPC)?

Para responder a primeira pergunta, que é bastante analisada na literatura nacional, vamos utilizar uma metodologia relativamente nova que resolve uma limitação de grande parte dos métodos de decomposição, a saber: o fato de a ordem em que se coloca a variável explicativa de interesse afetar o resultado estimado. O método de Firpo, Fortin e Lemieux (2009) tem a propriedade de ser *path independent*, ou seja, a ordem das covariadas não afeta o resultado encontrado. Isto será feito no capítulo III.

Para responder a segunda pergunta, sobre os quais poucos autores se debruçaram, uma exceção sendo Saboia (2007), vamos utilizar a metodologia de Barros et al. (2006b) no qual a equação de rendimento domiciliar *per capita* é construída separando os fatores relacionados ao salário mínimo para mercado de trabalho, para aposentadorias e pensões do piso e para o BPC. No capítulo IV, identificaremos tanto o efeito do aumento da proporção de pessoas recebendo o salário mínimo em cada canal (efeito quantidade) quanto o efeito da valorização do SM em cada canal (efeito preço). Utilizaremos os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 1995, 1998, 2002, 2006, 2011 e 2013.

Além destes capítulos empíricos, esta tese possui outros dois capítulos. O capítulo I apresenta as tendências recentes da desigualdade de renda para o mundo, os principais países desenvolvidos, os países da América Latina e para o Brasil. Além disso, são discutidos alguns fatores que podem ter contribuído para o comportamento da desigualdade de renda observado nos últimos anos. Dentre estes, podemos citar a globalização, mudanças tecnológicas que alterariam a demanda por qualificação, mudanças demográficas que alterariam a oferta de qualificação e fatores institucionais como políticas redistributivas de renda, expansão da oferta de educação e políticas de mercado de trabalho.

Dentre as políticas de mercado de trabalho, destacamos o salário mínimo no capítulo II, no qual fazemos a revisão da literatura que relaciona salário mínimo e desigualdade. No entanto, começamos o capítulo com uma breve discussão dos efeitos do salário mínimo sobre o emprego. Os trabalhos empíricos e metodológicos que diretamente relacionam salário mínimo e desigualdade de salários ganharam força com o debate americano que buscava responder a pergunta se a elevação da desigualdade na década de 1980 se deveu à desvalorização do salário mínimo ou a uma mudança tecnológica com viés em qualificação. Apesar de não haver um consenso sobre tal questão, os autores concordam sobre a importância do salário mínimo para a cauda inferior da distribuição salarial. Além disso, analisamos o caso europeu, sobretudo da França e do Reino Unido, a América Latina e, por fim, a literatura nacional.

CAPÍTULO I: TENDÊNCIAS RECENTES DA DESIGUALDADE DE RENDA E SEUS PRINCIPAIS DETERMINANTES

Este capítulo tem por objetivo fazer um panorama geral da desigualdade de renda nas últimas décadas apontando os principais determinantes analisados pela literatura especializada para o comportamento observado da desigualdade tanto global, quanto intranacional. Nesta tarefa, começaremos pelo diagnóstico de que a Curva de Kuznets, na qual a relação entre desenvolvimento e desigualdade teria um comportamento semelhante a uma curva de U invertido, teria perdido sua validade com o aumento generalizado da desigualdade de renda nos países desenvolvidos e em desenvolvimento a partir dos anos de 1980.

A partir disso, analisamos a desigualdade de renda nos países desenvolvidos e em desenvolvimento de alto crescimento, onde a desigualdade segue aumentando até a atualidade, e nos países da América Latina, região que se diferencia por apresentar nova inflexão no comportamento da desigualdade de renda nos anos 2000.

Na seção dois, por seu turno, nos debruçamos sobre a desigualdade de renda brasileira a partir da segunda metade da década de 1990, período no qual se inicia o movimento de queda da desigualdade, que se acentua durante os anos 2000, seguindo a tendência da América Latina. Os principais fatores apontados pela literatura para a redução da desigualdade de renda no Brasil no período recente serão apresentados nesta seção. Terminamos o capítulo tecendo as considerações finais.

I.1 A DESIGUALDADE NOS PAÍSES DESENVOLVIDOS E EM DESENVOLVIMENTO E NA AMÉRICA LATINA

Durante o século XX, havia certo consenso sobre a existência de uma tendência do comportamento da desigualdade de renda ter a forma de um U invertido, o que ficou conhecido na literatura como Curva de Kuznets. Com base nos dados por ele ineditamente compilados, Kuznets (1955) supôs, entre outras explicações possíveis, que, em uma primeira fase do desenvolvimento, a desigualdade seria crescente devido à industrialização e à urbanização das sociedades agrícolas tradicionais, o que aumentaria o diferencial urbano-rural. Em um segundo momento, haveria certa estabilização, com subsequente redução substancial da desigualdade de renda na fase em que o processo de urbanização e industrialização estivesse completo.

Esta teoria foi geralmente aceita até a década de 1970, quando a desigualdade de renda voltou a aumentar nos países desenvolvidos, como mostra Piketty (2015, p. 31) ao afirmar que “em todo lugar a desigualdade das rendas parou de decrescer nos anos 1980-1990, aumentando significativamente nos países onde a desigualdade dos salários retomara uma tendência ascendente”. Desta forma, o tema da desigualdade voltou ao centro das atenções entre os estudiosos.

A desigualdade de renda pode ser analisada de diferentes formas: desigualdade global, desigualdade entre países e ainda desigualdade dentro de cada país. Começaremos pela desigualdade global.

Conforme Milanovic (2013), a desigualdade global, medida pelo índice de Gini através de um ordenamento de indivíduos de aproximadamente 120 países cujos dados estavam disponíveis de forma comparável, oscilava em torno de 0,70 entre 1990 e 2010, ou seja, a distribuição da renda mundial era bastante desigual. A análise da desigualdade global ao longo do tempo mostra que desde a revolução industrial esta teve uma tendência de aumento, sendo interrompida com a globalização. Analisando o período 1988-2008, o autor afirma que os grandes vencedores das duas décadas de globalização teriam sido os indivíduos muito ricos, que estão no topo das distribuições nacionais e globais de renda, as classes médias das economias de mercado emergentes, em particular da China, Índia, Indonésia e Brasil e, por fim, aqueles que estão no terço inferior da distribuição de renda global. Os principais perdedores, por seu turno, teriam sido os muito pobres e aqueles entre o 75º e 90º percentis da distribuição de renda global, cujos ganhos de renda real foram nulos. Essas pessoas, que podem ser chamadas de classe média-alta mundial, incluem muitos dos países ex-comunistas e a América Latina, assim como os cidadãos dos países ricos cujos rendimentos estagnaram.

Outra conclusão de Milanovic é que a desigualdade global recente é muito mais explicada pelas diferenças entre países do que pela desigualdade dentro do país. Corroborando esta ideia, Piketty (2015, p. 25) afirma que “a desigualdade entre os 10% mais ricos e os 10% mais pobres de um país (...) é cerca de duas a três vezes inferior à desigualdade dos padrões de vida no tempo entre o fim do século XIX e o fim do século XX e à desigualdade no espaço entre os países ricos e os países pobres”. Ou seja, o local de nascimento, mais que a classe social, seria responsável pela definição do padrão de vida de um indivíduo. Desta forma, haveria três maneiras de reduzir a desigualdade global: 1) crescimento mais acelerado dos países mais pobres; 2) políticas redistributivas de renda entre países; e 3) migração.

Para ilustrar a primeira maneira, Milanovic (2013) calcula que, entre 2002 e 2008, o índice de Gini mundial teria se reduzido em 1,4 pontos, sendo o rápido crescimento econômico de países emergentes como China e Índia uma das possíveis causas.

Em relação à segunda maneira, a teoria econômica do crescimento esperava haver uma convergência “natural” entre países pobres e ricos operada pelas forças de mercado. Caso o mercado de crédito fosse perfeito, haveria um fluxo de capitais dos países ricos para os países pobres, cujas capacidades estariam subaproveitadas e por isso, teriam um potencial altíssimo de realização econômica. Com o crescimento dos países pobres, haveria uma redução da desigualdade entre países. No entanto, o mercado de crédito não é perfeito, havendo racionamento de crédito aos países pobres².

² Segundo Piketty (2015), existe evidência de que uma parcela significativa da desigualdade entre países ricos e pobres, e da desigualdade em geral, deve-se não à repartição desigual dos meios de produção (capital-

Conforme Piketty (2015), na prática seria mais factível uma política redistributiva da desigualdade das dotações de capital entre países que deixasse a mão de obra deslocar-se para os países mais bem dotados em capital ao invés de transferi-lo para os países menos privilegiados, uma vez que a mão de obra sabe se integrar e encontrar seu lugar nos processos de produção, ao contrário do capital. Isto está de acordo com a terceira maneira identificada por Milanovic (2013) de se reduzir a desigualdade mundial, ou seja, a migração. Neste sentido, a principal implicação de um mundo onde a localização de nascimento importa seria que a migração tenderia a aumentar significativamente a renda de uma pessoa, ou seja, o caminho para melhorar a sua qualidade de vida seria simplesmente se mudar para um país mais rico.

A desigualdade intranacional também tem se alterado em muitos países nos últimos anos. Enquanto nos países desenvolvidos têm aumentado as diferenças entre ricos e pobres, os países em desenvolvimento, notadamente aqueles da América Latina (AL), têm experimentado uma redução desta lacuna.

Começaremos pelos países desenvolvidos. Fredriksen (2012) afirma que existe um padrão comum entre os países europeus, onde os 10% mais ricos da distribuição de renda aparecem capturando uma parcela crescente da renda total nos últimos anos, tendência que também tem ocorrido nos países da OCDE, notadamente nos Estados Unidos. Para o autor, não existe um consenso sobre as causas dessa concentração da renda na cauda superior da distribuição. Dentre as possíveis explicações estariam: i) mudanças nos impostos, ii) instituições de mercado de trabalho e iii) globalização e mudança tecnológica.

Em relação aos impostos, nas últimas décadas teria havido uma redução da progressividade dos tributos na cauda superior da distribuição de renda, além da extinção de impostos sobre riqueza em muitos países europeus. Por outro lado, a força das instituições políticas e de mercado de trabalho teriam diminuído nos últimos 25 anos em muitos países da OCDE. Por fim, a globalização e as mudanças tecnológicas podem ter levado a um aumento do retorno à qualificação e, assim, das rendas no último decil da distribuição relativamente ao resto da população (Fredriksen, 2012).

De acordo com Piketty (2014), a partir dos anos de 1980, a China experimentou um forte aumento da desigualdade, medida pela parcela da renda nacional detida pelo centésimo superior de renda, de 5% para cerca de 10%. Dentre as causas, estariam a abertura do país e o crescimento acelerado dos anos 1990-2000. Já nos países Anglo-Saxões (EUA, Canadá, Austrália, Reino Unido), o que explicaria grande parte do aumento da desigualdade da renda nas últimas décadas seria a ascensão dos “superexecutivos” dentro dos setores financeiros e não financeiros. Para Piketty (2014), em todos os países ricos – incluindo os da Europa continental e o Japão –, o grupo do 0,1% mais rico vivenciou ao longo dos anos 1990-2010 progressões muito altas de poder de compra, ainda que o poder de compra médio tenha se estagnado. Contudo, a magnitude dessa progressão difere entre os países. Na Europa continental e no Japão, a parcela do centésimo e do milésimo superior na renda nacional

trabalho), mas à repartição desigual do capital humano. Assim, a imperfeição do mercado de crédito não seria o único responsável pela não convergência entre países ricos e pobres.

creceu de maneira muito mais suave do que nos países anglo-saxões a partir dos anos 1970-1980.

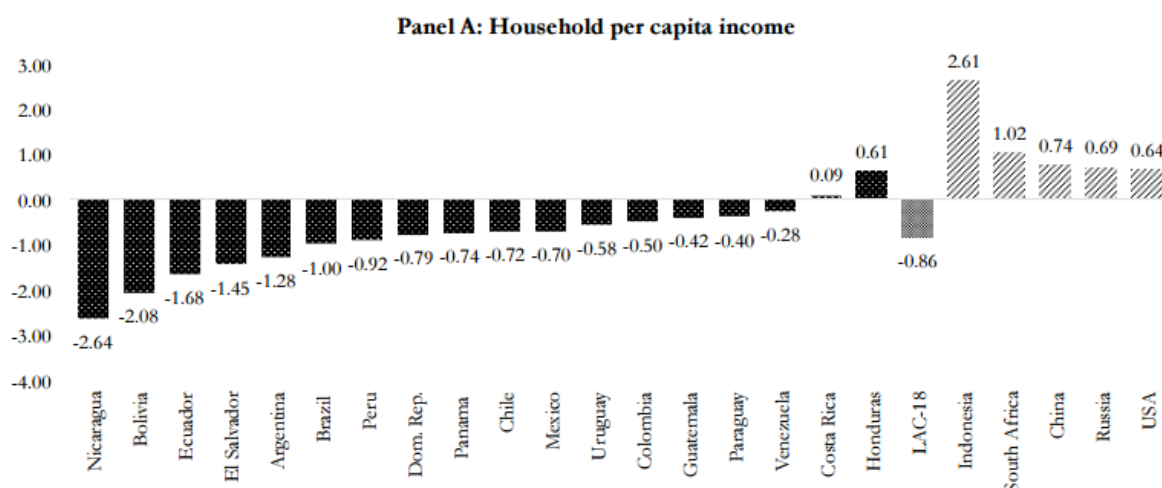
Assim como Milanovic (2013) faz para diversos países do mundo, Fredriksen (2012) calcula a desigualdade global para a União Europeia, através do ordenamento da renda média de cada decil para todos os países da região. Como retrato da heterogeneidade dos países da UE, entre os 10% mais pobres da distribuição global haveria uma sobre-representação das pessoas de baixa renda da Europa Oriental, enquanto entre os 10% mais ricos estariam provavelmente os países que originaram a UE e os países nórdicos. Em 2008, a desigualdade global da União Europeia, medida pelo índice de Gini, seria de 0,33, enquanto nos EUA este indicador seria de 0,38. Conforme o autor, a desigualdade da região tem aumentado ao longo das últimas décadas tanto pelo fato de os países estarem se tornando mais desiguais (desigualdade intra) quanto pela entrada de países mais pobres no bloco econômico.

Portanto, vemos que o movimento de aumento da desigualdade é comum entre os países desenvolvidos ou em desenvolvimento de grande crescimento econômico como a China. Ainda assim, estes países são marcados por baixo nível de desigualdade, diferentemente dos países da América Latina.

Segundo Gasparini et al. (2011), os países da AL estão entre os mais desiguais do mundo tanto em termos de renda quanto de consumo. O índice de Gini dos países da região é em torno de dez pontos percentuais mais alto do que no resto do mundo, mesmo depois de controlar pelo PIB *per capita*, ou seja, ele é maior do que seria esperado de acordo com o nível de produto por habitante. Contudo, ordenando os indivíduos da região por sua renda *per capita*, os autores afirmam que a desigualdade de renda global da AL diminuiu entre 1992 e 2006, depois de aumentar nos anos de 1980 e 1990. Ainda que a desigualdade entre os países tenha aumentado neste período, a desigualdade dentro de cada país se reduziu, sobretudo em países populosos como Brasil e México, o que refletiu num ponto de inflexão a partir dos anos 2000 na tendência de aumento da desigualdade observada nas décadas anteriores.

Conforme Lustig et al. (2014), entre 2000 e 2012 a desigualdade, medida pelo índice de Gini para a renda familiar *per capita* da região, caiu de 0,550 para 0,496. Dentre 18 países (figura 1), a desigualdade se reduziu em 16 (Costa Rica e Honduras fugindo à regra), num período em que a desigualdade tem aumentado em países desenvolvidos e em desenvolvimento com altas taxas de crescimento, como os países que formam os BRICS (Rússia, Índia, China e África do Sul). Em 10 países, dos 12 nos quais é possível fazer a comparação, a queda da desigualdade nos anos de 2000 foi maior que o aumento na década de 1990. Apenas no Uruguai e na Venezuela isto não ocorreu. Considerando os doze países, a desigualdade aumentou em média em três pontos percentuais nos anos de 1990 e se reduziu em 7,4 pontos percentuais nos anos de 2000.

Figura 1: Mudança percentual anual do índice de Gini por país entre 2000 e 2012



Fonte: Lustig et al. (2014, p. 3).

Azevedo et al. (2013) apontam como principais causas da redução da desigualdade na AL a melhoria dos rendimentos dos mais pobres no mercado de trabalho e a melhor focalização das políticas públicas de transferências. Os autores, com bases nos dados do *Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean* (SEDLAC), estimaram que, em média, 54% da queda da desigualdade de renda na região entre 2000 e 2010 estava relacionada à redução da desigualdade de rendimentos do trabalho, enquanto 21% se deveu à renda não trabalho (transferências) e 9% foi devido a rendimentos provenientes da Previdência Social. Contudo, este comportamento foi heterogêneo entre os países.

Assim, no Brasil e na Argentina a participação do rendimento de aposentadorias e pensões para a redução da desigualdade estava acima da média da região (18% e 20%, respectivamente). A contribuição da renda do trabalho teve grande importância no Panamá (98%), Chile (83%), México (68%) e Peru (61%). Já as transferências tiveram papel significativo para a redução da desigualdade em Honduras (84%), Uruguai (59%), Chile (51%) e República Dominicana (50%).

Ainda que a renda do trabalho seja o principal componente na renda familiar a contribuir para a diminuição da desigualdade nos anos 2000 na AL, Gasparini et al. (2011), usando a mesma base de dados, mostram que em alguns países da região a desigualdade do rendimento do trabalho aumentou: Argentina, Colômbia, Panamá e Uruguai. Por outro lado, houve significativa redução deste indicador no Brasil, Equador, El Salvador, Guatemala e Venezuela, e, em menor intensidade, no México e na Nicarágua.

Os autores apontam como possíveis causas para a redução da desigualdade na AL o crescimento do PIB, as mudanças nos termos de troca devido ao preço das *commodities* que reduz a desigualdade rural-urbana, o freio na abertura comercial e financeira, com realocação da mão de obra pouco qualificada que perdeu espaço pela mudança tecnológica com viés em qualificação (hipótese SBTC) ocorrida nos anos 1990, a recuperação de crises econômicas

(sobretudo a Argentina), os programas de transferência de renda e a maior presença do governo nos mercados.

Para Lustig et al. (2013), que analisam a evolução da desigualdade de renda de Argentina, Brasil e México, dois fatores contribuíram para a redução da desigualdade, tanto da renda do trabalho quanto da renda não trabalho, num período onde a renda dos primeiros decis da distribuição aumentou mais rapidamente nos três países: 1) queda no prêmio à qualificação; e 2) maiores e mais progressivas transferências de renda. O primeiro fator pode ser explicado por mudanças na composição da demanda (redução da demanda por mão de obra muito qualificada – Brasil e Argentina – ou crescimento mais lento – México) e da oferta de mão de obra (maior escolarização) e por fatores institucionais, como o aumento do salário mínimo e a sindicalização.

Em trabalho mais recente, Lustig et al. (2014) enumeram quatro potenciais explicações para a redução do retorno à educação ocorrida na região nos últimos anos: 1) redução na demanda relativa por trabalhadores qualificados; 2) aumento na oferta relativa de trabalhadores qualificados; 3) descasamento entre a demanda e a oferta de qualificação nas coortes dos mais jovens e mais velhos; e 4) degradação da qualidade do ensino superior. Conforme os autores, o descasamento pode ocorrer porque os mais jovens estariam se formando em carreiras “erradas” ou porque as competências dos trabalhadores mais velhos estariam se tornando obsoletas em um ritmo mais rápido. Já a queda da qualidade do ensino superior pode se dever tanto a uma expansão da oferta de pior qualidade quanto pela entrada de indivíduos com menores habilidades, se comparados aos padrões de acumulação de capital humano anteriores ao aumento do acesso ao ensino superior.

Portanto, os anos de 1980 e 1990 foram marcados pelo fim da validade da Curva de Kuznets que relaciona desenvolvimento e desigualdade, uma vez que a desigualdade intranacional de renda voltou a crescer na maioria dos países. Essa tendência continuou nos anos 2000, exceto na AL, onde a desigualdade de renda sofreu nova inflexão. Não há consenso na literatura sobre que fatores explicam esta redução da desigualdade de renda na região, em um período onde a desigualdade continua a subir na Europa, nos Estados Unidos e em países emergentes de alto crescimento como China e Índia. As explicações vão desde fatores como a globalização, mudanças tecnológicas que alterariam a demanda por qualificação, mudanças demográficas que alterariam a oferta de qualificação e fatores institucionais como políticas redistributivas de renda, expansão da oferta de educação e políticas de mercado de trabalho.

Na seção seguinte vamos analisar com mais detalhes o comportamento da desigualdade de renda no Brasil nas últimas décadas e seus principais determinantes.

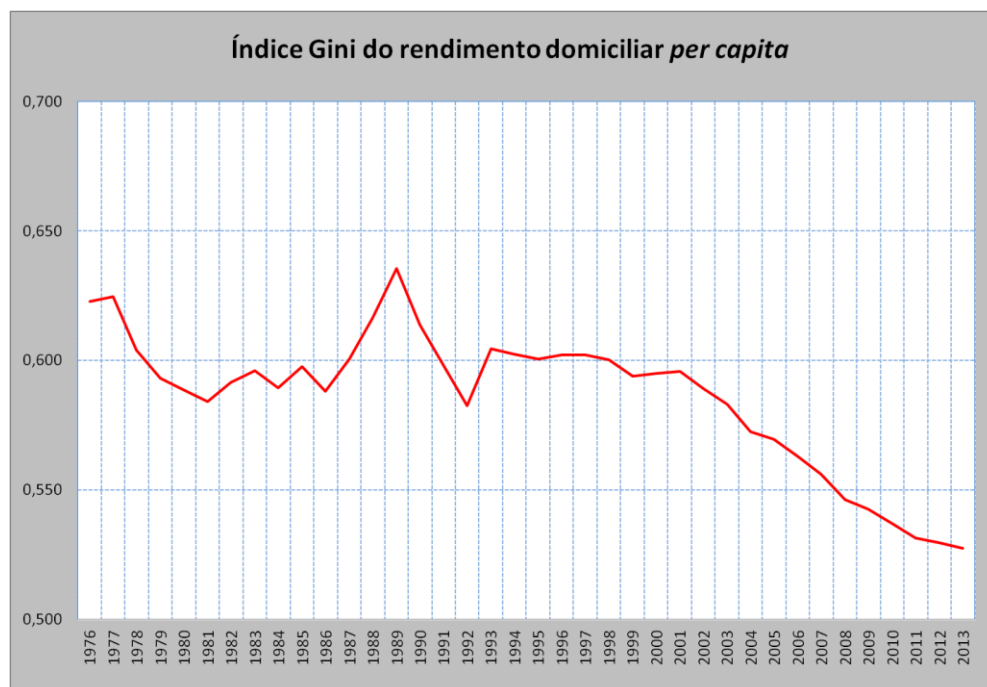
I.2 DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: POSSÍVEIS DETERMINANTES

O comportamento da distribuição de renda no Brasil é marcado por períodos de aumento e de redução em torno de um patamar elevado de desigualdade. Conforme Ferreira et al. (2006), após um período de elevação da desigualdade de renda entre 1960 e 1976,

houve redução entre 1976 e 1981, e subsequente aumento entre 1981 e 1989, quando a desigualdade de renda atingiu seu valor máximo. Entre 1989 e 1993 houve grande volatilidade da desigualdade de renda e novo pico. A partir de 1993, a desigualdade começou uma tendência de redução, que se acentuou nos anos de 2000. De acordo com os autores, para o período 1993-2005, três fatores se destacam como possíveis causas da redução da desigualdade de renda: redução do retorno médio da educação, forte redução das diferenças entre áreas urbanas e rurais e significativo aumento no volume e no grau de focalização das políticas de transferências do governo, sobretudo no período mais recente.

O gráfico 1 apresenta o comportamento do índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita* entre 1976 e 2013, conforme estimativas do IPEADATA³. Para os anos em que não houve PNAD (1980, 1991, 1994, 2000 e 2010), fizemos uma média geométrica entre os valores do ano anterior e do ano seguinte. Nele podemos notar que é a partir de 2001 que a inclinação da curva se acentua, mostrando uma aceleração do ritmo de queda da desigualdade no Brasil, após o período de redução durante a estabilização monetária com o plano Real em meados dos anos de 1990.

Gráfico 1:



Fonte: IPEADATA.

Barros et al. (2006a), analisando o período entre 2001 e 2005, estimam que dentre os determinantes imediatos para a redução da desigualdade de renda *per capita* no Brasil, os mais relevantes foram a renda não derivada do trabalho (entre 42 e 48%), a renda derivada do trabalho por trabalhador (entre 32 e 46%) e a associação entre a renda do trabalho por adulto e a renda não derivada do trabalho por adulto (cerca de 10%). Mudanças demográficas como

³ Os valores para cada ano estão na tabela 1 do Anexo deste capítulo.

a distribuição da porcentagem de adultos no domicílio e mudanças na distribuição da taxa de ocupação não se mostraram importantes para explicar a redução da desigualdade no período analisado. A ausência de impacto das mudanças demográficas sobre a redução recente da desigualdade também foi estimada por Wajzman et al. (2006).

Alguns autores analisam a contribuição de cada fonte de renda (renda do trabalho, aposentadoria, doação, aluguel e outros rendimentos) para o comportamento da desigualdade de renda total. Segundo Soares et al. (2007), que analisam o período 1995-2004, a desigualdade de renda variou tanto em razão de mudanças no peso de cada fonte de renda na composição do rendimento familiar total quanto na sua concentração. Em relação aos efeitos de composição, os autores destacam a queda da participação do rendimento do trabalho na renda total, o grande aumento do peso da renda de aposentadorias e pensões, sobretudo aquelas com valores acima do piso previdenciário e o aumento da participação das transferências de renda. Já em relação aos efeitos de concentração, responsáveis pela maior parte da queda no índice de Gini entre 1995 e 2004, destacam-se a redução da desigualdade entre os rendimentos do trabalho e a progressividade das transferências de renda.

Nesta mesma linha, mas para o período 2001-2006, Hoffmann e Ney (2008) estimam que 90% da redução da desigualdade se relacionaram ao efeito concentração (aumento da progressividade das fontes de renda) e 10% ao efeito composição (queda do peso da renda do trabalho, aumento do peso de aposentadorias e outros rendimentos). A renda do trabalho foi a parcela que mais contribuiu para a redução da desigualdade no período (57,6%) devido ao aumento de sua progressividade, o que pode se dever à formalização e à política de valorização do salário mínimo, seguida por Outros rendimentos⁴ (27,3% - aumento de peso e progressividade) e Aposentadorias e pensões (12,3% - desconcentração).

A renda do trabalho também é destaque no estudo de Barros et al. (2007b), que para o período entre 2001 e 2005 estimam que aproximadamente metade da queda da desigualdade da renda familiar *per capita* se deveu à redução da desigualdade de rendimentos do trabalho, cujo ritmo de queda foi mais intenso na primeira metade dos anos de 2000 relativamente à segunda metade dos anos de 1990.

Corroborando esta ideia, mas analisando um período mais extenso, Soares (2011) chega ao resultado de que dois terços da queda da desigualdade de renda entre 1995 e 2009 se deveram ao funcionamento do mercado de trabalho. De forma complementar, um terço da queda do índice de Gini se deveu à progressividade das transferências governamentais, como o Programa Bolsa Família e transferências indexadas ao salário mínimo, e à redução da concentração dos rendimentos previdenciários. De acordo com Soares (2011), as aposentadorias e pensões vinculadas ao SM contribuíram para a redução da desigualdade, mas as demais tiveram efeito contrário, sendo a resultante distributiva apenas a partir de 2006, o que mostra a importância da vinculação do salário mínimo como piso da Seguridade Social no Brasil.

⁴ Juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos.

Portanto, parece consensual entre os estudiosos do tema a prevalência da renda do trabalho sobre as demais fontes de renda para explicar o comportamento da desigualdade de renda no Brasil nas últimas décadas. Várias frentes de estudo com foco na renda do trabalho buscam identificar sua relação com a desigualdade de renda. Uma delas é a que analisa o papel do capital humano, cuja variável mais explorada é a educação.

Ramos (2007) afirma que a heterogeneidade dos trabalhadores, medida através das variáveis idade (como *proxy* de experiência) e escolaridade (qualificação), foi o fator principal para explicar a desigualdade de rendimentos do trabalho entre 1995 e 2005, seguida pela segmentação, medida através das variáveis setor de atividade, posição na ocupação e região geográfica. A discriminação (cor e sexo) teve um efeito pequeno, se comparada aos demais fatores. Segundo o autor, a fonte de dispersão salarial mais importante – heterogeneidade dos trabalhadores – teve como principal fator explicativo a escolaridade: contribuição bruta de um terço da desigualdade total e contribuição marginal de um quarto. Em relação a este fator, o autor estima um efeito mais pronunciado em termos de remuneração dos atributos educacionais, que permaneceu estável na segunda metade dos anos de 1990, aumentou fortemente na virada do século e entrou em declínio acentuado a partir de 2001. No entanto, o caráter não uniforme de sua evolução indica que outros fatores podem ter contribuído para o comportamento da distribuição salarial.

Também focando o papel da expansão educacional ocorrida na última década sobre a desigualdade, Barros et al. (2007b) concluem que um dos principais fatores causadores da redução da desigualdade de rendimentos do trabalho foi a diminuição no diferencial de remuneração por nível educacional (efeito preço), que se intensificou a partir de 2001, ainda que já ocorresse desde 1995, mas fosse anulado pelo crescimento da desigualdade educacional na força de trabalho (efeito quantidade) entre 1995 e 2001. Enquanto a contribuição do efeito preço para a redução da desigualdade de rendimentos do trabalho foi de 20%, esta foi de 12% no caso da desigualdade de renda *per capita*. Em relação à idade como *proxy* de experiência, os autores estimam em apenas 7% a sua contribuição para reduzir a desigualdade de rendimentos do trabalho e em 2% para a renda *per capita*, ainda que tanto a heterogeneidade etária da força de trabalho quanto o diferencial em remuneração por idade tenham declinado no período.

Nesta mesma linha, Cunha e Vasconcelos (2012) analisam a distribuição salarial entre 1995 e 2009 com base na PNAD e concluem que a educação é o fator mais relevante para explicar a desigualdade, refletindo a profunda heterogeneidade educacional que ainda existe no mercado de trabalho brasileiro. Apesar disso a educação foi o fator, dentre os considerados pelos autores⁵, que mais auxiliou na redução da desigualdade no período. Sua contribuição bruta para a desigualdade se reduziu de 40,4% em 1995 para 34,8% em 2009. Adicionalmente, os autores estimam uma ampliação do diferencial salarial entre os segmentos formal-informal durante a década de 2000 devido ao aumento dos salários dos trabalhadores protegidos.

⁵ Sexo, cor, idade, educação, religião, região metropolitana, domicílio rural-urbano, setor, carteira de trabalho e sindicato.

O comportamento da segmentação formal-informal do mercado de trabalho também é objeto de análise de Machado et al. (2007) que, através de regressão quantílica, encontram evidências de que entre 1999 e 2005 as mudanças nas características observadas e nos retornos do setor formal contribuíram para ampliar o hiato formal-informal até a mediana da distribuição de rendimentos. No entanto, as autoras concluem que a alteração nos retornos foi tão intensa no período, dadas as características dos trabalhadores do setor informal, que o hiato se reverteu e se tornou favorável aos trabalhadores do setor informal. No período analisado, a variável educação tornou-se mais importante para explicar a variação dos rendimentos dos trabalhadores informais. Enquanto o retorno à educação se reduziu entre os trabalhadores formais entre 1999 e 2005, este aumentou entre os trabalhadores informais entre 1999 e 2002, sobretudo para os situados na base da distribuição.

Analisando várias formas de segmentação do mercado de trabalho, Ulysea (2007) afirma que a desigualdade entre trabalhadores com diferentes “posições” na ocupação explica cerca de 20% da desigualdade total em cada ano entre 1995 e 2005. A diferença entre setores também teve importante papel para explicar a desigualdade (13-14%), enquanto o diferencial urbano-rural e por municípios explicaram pouco da desigualdade total (4-7% e 6-7%, respectivamente) no período. Com base em análise contrafactual, o autor conclui que a evolução do diferencial entre trabalhadores formais e informais contribuiu para minorar a redução da desigualdade, sendo o efeito negativo mais prejudicial aos trabalhadores de menores rendimentos. O diferencial entre trabalhadores de diferentes setores também contribuiu para aumentar a desigualdade de rendimentos no período 1995-2005, porém em menor medida que o diferencial formal-informal. A análise para 2001-2005, no entanto, torna o efeito do diferencial por setor positivo, o que o autor justifica pelo bom desempenho do setor agrícola. O diferencial entre municípios pequenos, médios e grandes parece ter se reduzido no período, com efeitos positivos sobre a desigualdade de rendimentos, sobretudo entre 2001-2005.

Analisando outra forma de segmentação no mercado de trabalho, Souza e Medeiros (2013) estimam o efeito do diferencial entre emprego público e privado para a desigualdade de renda domiciliar *per capita* em apenas 3,1% em 2009, mostrando que o tamanho relativo e os efeitos de composição da força de trabalho nos dois setores são muito mais importantes para a desigualdade que os efeitos de segmentação. A distribuição dos rendimentos dos trabalhadores formais do setor privado contribuiria em 26,4% para a desigualdade de rendimento domiciliar *per capita*, ao passo que os rendimentos dos empregados do setor público contribuiriam com 11,2%.

Portanto, vários fatores são explorados para analisar a desigualdade de rendimentos do trabalho: diferenças de capital humano, segmentação formal-informal, segmentação público-privado, diferenças de localização (urbano-rural, tamanho de município), entre outros. Mesmo a renda do trabalho sendo a principal fonte de renda da família, outras fontes de renda têm impacto sobre a renda familiar e alguns autores têm buscado mensurar este impacto sobre a desigualdade de renda.

Hoffmann (2007) analisa a distribuição de rendimento domiciliar *per capita* e estima que, da redução do índice de Gini ocorrida entre 2001 e 2005, 20,5% pode ser atribuída ao crescimento da renda de transferências, que inclui o rendimento de programas sociais. Utilizando o índice de Mehran, mais sensível à cauda inferior da distribuição, a contribuição da renda de transferências passa para 24,5% entre 2001 e 2005. O autor encontra efeitos mais significativos das transferências governamentais na região Nordeste, onde a contribuição para a redução do Gini foi de 46,1% entre 1998-2005, alcançando 87% entre 2002-2004. Ou seja, o impacto de programas sociais não é homogêneo no país, tendo grande importância em regiões menos desenvolvidas.

Já Barros et al. (2007a) estimam o efeito das transferências públicas para a redução da desigualdade no Brasil entre 2001 e 2005, separando o efeito das aposentadorias e pensões, do BPC e do PBF. Os autores concluem que 26% da redução da desigualdade se deveram às aposentadorias e pensões, enquanto o PBF foi responsável por 12% da queda do índice de Gini e o BPC contribuiu em 11%.

É possível concluir, pois, que diversos fatores podem explicar o comportamento da desigualdade de renda no Brasil nas últimas décadas. Alguns trabalhos buscam mensurar o papel de políticas de transferências de renda como o Programa Bolsa Família (PBF) ou o Benefício de Prestação Continuada (BPC), outros buscam medir o papel de mudanças demográficas e outros ainda buscam quantificar que fonte de renda é mais importante para explicar o comportamento da renda familiar.

Grande parte dos trabalhos aqui descritos reconhece a importância do mercado de trabalho para o comportamento da desigualdade de renda, principalmente pelo fato de a renda do trabalho ser a principal fonte de renda familiar. Na análise desta fonte de renda, alguns autores focam em questões de capital humano como educação e experiência, outros analisam possíveis segmentações geradas ou explicitadas pelo mercado de trabalho como diferenças de gênero, cor, setor, *status* ocupacional (formal-informal) e de localização (urbano-rural, tamanho de municípios).

Uma importante vertente de análise do mercado de trabalho é a que explora o papel das instituições como sindicatos e o piso salarial. Uma política de salário mínimo (SM) pode afetar a distribuição de salários e, em consequência, toda a distribuição de renda. O impacto que a valorização do salário mínimo a partir de 1995 teve sobre a redução da desigualdade de renda no Brasil é o objeto de estudo desta tese. A revisão da literatura empírica que relaciona diretamente salário mínimo e desigualdade será feita no capítulo II.

Além de piso do mercado de trabalho, no Brasil, o salário mínimo cumpre a função de piso da Seguridade Social, o que aumenta sua capacidade de afetar a renda das famílias. Conforme Kerstenetzky (2012), através da Constituição de 1988, a política de salário mínimo ganhou “a função de indexador social”, sendo definido como piso da previdência e como valor de benefícios assistenciais como o BPC⁶. Assim, no parágrafo 2º do artigo 201 da

⁶ No entanto, o BPC só foi implantado de fato em 1996, com a extinção da Renda Mínima Vitalícia (RMV), que tinha sido instituída durante o regime militar (Kerstenetzky, 2012).

Constituição, fica garantido a todo beneficiário da previdência social o valor mínimo de um salário mínimo como aposentadoria ou pensão:

“Nenhum benefício que substitua o salário de contribuição ou o rendimento do trabalho do segurado terá valor mensal inferior ao salário mínimo”.

Além disso, como no inciso V do artigo 203:

“A assistência social será prestada a quem dela necessitar, independentemente de contribuição à seguridade social, e tem por objetivos: [...] V - a garantia de um salário mínimo de benefício mensal à pessoa portadora de deficiência e ao idoso que comprovem não possuir meios de prover à própria manutenção ou de tê-la provida por sua família, conforme dispuser a lei”.

Assim, uma contribuição desta tese é considerar no cômputo do efeito do salário mínimo para a redução da desigualdade os canais da previdência e da assistência, que, como veremos no próximo capítulo, são pouco explorados pela literatura nacional que analisa a relação entre salário mínimo e desigualdade. A maioria dos estudos foca sua análise na desigualdade de rendimentos do trabalho e no papel do salário mínimo como piso do mercado de trabalho.

Optamos por analisar o papel do salário mínimo a partir de 1995, uma vez que é a partir deste ano que o piso começa a recuperar seu valor, depois de um longo período de desvalorização. Podemos resumir o histórico da política de salário mínimo no Brasil em quatro fases⁷. A primeira fase foi aquela na qual o salário mínimo foi criado durante o Estado Novo como forma de controlar as demandas da classe trabalhadora e institucionalizar os valores já praticados na época. Ainda que tenha sido um momento importante na constituição de direitos trabalhistas, o objetivo implícito do governo da época estava mais no sentido de abafar a luta de classes e cooptar a classe trabalhadora. A segunda fase do salário mínimo ocorreu na década de 1950, no qual o piso teve seus reajustes reais mais pronunciados, o que fazia jus ao momento político mais favorável aos trabalhadores durante os governos de Juscelino Kubitschek e João Goulart. A terceira fase do salário mínimo é marcada pela sua desvalorização real que começa no governo militar e se estende até a década de 1990. Nesta fase, a política de SM era usada como instrumento de política macroeconômica na tentativa de controlar a inflação, perdendo grande parte de sua função social. A quarta fase do salário mínimo começa com a estabilização monetária em 1994 e se reforça com as pressões políticas pela definição de um critério de valorização real do SM a partir de 2005. Nesta fase, que se estende até os dias atuais, o salário mínimo tem recuperado parte de seu valor e, com isso, tem voltado a desempenhar um papel distributivo importante. No entanto, seu valor real em 2015 ainda é o equivalente ao de 1965.

As pressões políticas dos anos de 2000 resultaram na instituição, em abril de 2005, da Comissão Quadripartite do Salário Mínimo, cujo objetivo era formular uma política de médio prazo para a valorização do SM. Esta conquista foi produto da pressão das centrais sindicais para o estabelecimento de uma política permanente de valorização do piso salarial. De acordo com IPEA (2011), em dezembro de 2004 houve a I Marcha do Salário Mínimo em

⁷ Para uma análise detalhada da história do salário mínimo no Brasil, ver Saboia (1985).

Brasília, além do envio de uma carta ao presidente Luiz Inácio Lula da Silva (Lula) com uma proposta de reajuste do valor do salário mínimo baseada na variação do PIB do período anterior e da inflação vigente.

Mesmo com a instituição da Comissão do SM em 2005, esta não produziu uma proposta consensual, fazendo com que o governo acordasse com as centrais sindicais a adoção a partir de 2007 do critério de reajuste disposto no Projeto de Lei número 1 (PL1/2007⁸). Além disso, este projeto estabeleceu diretrizes claras para a valorização do salário mínimo entre 2008 e 2023. Assim, o salário mínimo do ano t deveria ser reajustado com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do ano anterior ($t-1$) e na taxa de crescimento real do Produto Interno Bruto (PIB) do ano ($t-2$). O projeto de lei também previu a revisão das regras de aumento real do salário mínimo a serem adotadas para os períodos de 2012 a 2015, 2016 a 2019 e 2020 a 2023.

Em 2011, a presidente Dilma Rousseff, através da Lei 12.382/2011⁹, reafirmou a regra de reajuste do salário mínimo para o período 2012-2015. Atualmente está em tramitação o Projeto de Lei 3.771/2012¹⁰ que dispõe sobre a política de valorização de longo prazo do salário mínimo. Este projeto de lei propõe que os reajustes sejam feitos de acordo com a variação do INPC acumulada no período de doze meses consecutivos até o mês de novembro imediatamente anterior à data do reajuste, acrescida da taxa de crescimento real positiva do PIB *per capita*. No entanto, o projeto prevê que nos 10 primeiros anos a correção do valor do SM use a taxa de crescimento real positiva do PIB.

I.3 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este capítulo buscou apresentar as tendências recentes da desigualdade de renda no mundo e no Brasil. A partir dos anos de 1980, a desigualdade voltou a aumentar na maioria dos países desenvolvidos e em desenvolvimento, tendência que se reverteu durante os anos 2000 apenas na América Latina.

Dentre as principais explicações para o aumento da desigualdade de renda nos países europeus estariam a redução da progressividade dos tributos na cauda superior da distribuição de renda, além da extinção de impostos sobre riqueza em muitos países, o enfraquecimento das instituições políticas e de mercado de trabalho e o aumento do retorno à qualificação devido à globalização e as mudanças tecnológicas. Já o aumento da desigualdade de renda em países Anglo-Saxões (EUA, Canadá, Austrália e Reino Unido) seria explicado em parte pela ascensão dos “superexecutivos” dentro dos setores financeiros e não financeiros. Em países em desenvolvimento como China e Índia, o aumento da desigualdade seria explicado pela abertura econômica e pelo crescimento acelerado dos anos 1990-2000.

A redução da desigualdade na América Latina nos anos 2000, por outro lado, possui explicações que vão desde globalização, mudanças tecnológicas que alterariam a demanda

⁸ Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/projetos/PL/2007/msg40-070122.htm

⁹ Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2011/Lei/L12382.htm

¹⁰ Disponível em: <http://www.camara.gov.br/proposicoesWeb/fichadetramitacao?idProposicao=542838>

por qualificação, mudanças demográficas que alterariam a oferta de qualificação e fatores institucionais como políticas redistributivas de renda, expansão da oferta de educação e políticas de mercado de trabalho.

Para o caso brasileiro, a redução da desigualdade da década de 2000 foi analisada sob várias óticas. O quadro abaixo resume os principais canais analisados nos estudos aqui apresentados^{11 12}.

Quadro 1:

Autores	Período	Análise ou Canal
Barros et al. (2006a)	2001-2005	determinantes imediatos
Barros et al. (2007b)	2001-2005	educação
Cunha e Vasconcelos (2012)	1995-2009	educação
Ramos (2007)	1995-2005	educação, segmentação e discriminação
Ferreira et al. (2006)	1993-2005	educação, urbano-rural, transferências do governo
Soares et al. (2007)	1995-2004	papel das fontes de renda
Hoffmann e Ney (2008)	2001-2006	papel das fontes de renda
Soares (2011)	1995-2009	papel das fontes de renda
Machado et al. (2007)	1999-2005	segmentação formal-informal
Ulyssea (2007)	1995-2005	segmentação formal-informal, setorial e por municípios
Souza e Medeiros (2013)	2009	segmentação público-privado
Hoffmann (2007)	2001-2005	transferências (Outros rendimentos)
Barros et al. (2007a)	2001-2005	transferências públicas (previdência, PBF, BPC)

Parece consensual o fato de a renda do trabalho, que é a principal fonte de renda da família, ter sido o canal mais importante para a redução da desigualdade nos anos 2000. O fator preponderante que levou à redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho, por seu turno, já não é consensual, havendo trabalhos que focam no papel do retorno à qualificação e outros que analisam as segmentações geradas ou explicitadas pelo mercado de trabalho como diferenças urbano-rural, formal-informal, público-privado, além de diferenças de remuneração por cor e gênero.

Outro fator que contribui para afetar a distribuição de rendimentos do trabalho é a política de piso salarial, que também afeta a distribuição de renda no Brasil por ser o piso de aposentadorias e pensões e valor do Benefício de Prestação Continuada. A relação entre salário mínimo e desigualdade de renda será o tema do capítulo seguinte.

¹¹ Consideramos apenas os trabalhos que utilizam pesquisas domiciliares para estimar a desigualdade de renda, onde se captam principalmente rendimentos do trabalho, *vis a vis*, rendimentos oriundos de herança, ganhos financeiros, ou seja, onde existe subestimação da riqueza, além de subdeclaração dos rendimentos. Para uma análise que considera os registros administrativos da Receita Federal (Imposto de Renda), que captam melhor o que se passa na cauda superior da distribuição de renda, ver Medeiros et al. (2014).

¹² Nesta resenha de estudos não consideramos os trabalhos que analisam a distribuição funcional da renda. Para detalhes desta abordagem, ver Considera e Pessoa (2013).

I.4 ANEXOS

Tabela 1A: Índice de Gini para desigualdade de rendimento domiciliar *per capita*
1995-2013

Ano	Índice de Gini	Ano	Índice de Gini
1976	0,6227	1995	0,6005
1977	0,6246	1996	0,6021
1978	0,6039	1997	0,6021
1979	0,5931	1998	0,6002
1980	0,5886	1999	0,5940
1981	0,5842	2000	0,5949
1982	0,5915	2001	0,5958
1983	0,5960	2002	0,5893
1984	0,5894	2003	0,5830
1985	0,5977	2004	0,5725
1986	0,5880	2005	0,5695
1987	0,6006	2006	0,5630
1988	0,6164	2007	0,5560
1989	0,6356	2008	0,5462
1990	0,6139	2009	0,5426
1991	0,5980	2010	0,5370
1992	0,5825	2011	0,5314
1993	0,6044	2012	0,5297
1994	0,6025	2013	0,5275

Fonte: IPEADATA.

Nota: Para os anos em que não houve PNAD (1980, 1991, 1994, 2000 e 2010) e, portanto, o IPEADATA não calculou o índice de desigualdade, fizemos uma média geométrica entre o ano anterior e o ano subsequente.

CAPÍTULO II: EFEITOS DA POLÍTICA DE SALÁRIO MÍNIMO SOBRE A DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: UMA REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo tem como objetivo mapear a literatura econômica que relaciona a política de salário mínimo (SM) à desigualdade na distribuição de renda. Enquanto pouco se tem explorado sobre os possíveis efeitos teóricos que o SM pode ter sobre a distribuição de renda, existe um intenso debate sobre seus efeitos empíricos.

A literatura teórica tem dado mais ênfase aos efeitos que a imposição de um piso salarial tem sobre o nível de emprego de equilíbrio do mercado de trabalho. Na seção 1 apresentaremos de forma breve a relação entre salário mínimo e emprego, acreditando que este seja um canal indireto pelo qual o salário mínimo pode afetar a distribuição de salários e, em consequência, a distribuição de renda. Na seção 2, por seu turno, apresentaremos a revisão da literatura empírica que relaciona diretamente a política de SM à desigualdade de renda, sobretudo de salários. Começaremos mostrando o debate americano, surgido na década de 1990, que busca explicar o aumento significativo da desigualdade salarial nos anos de 1980, onde a política de SM aparece como uma das principais causas. Em seguida, mostraremos alguns trabalhos para países desenvolvidos, sobretudo o Reino Unido e França. Na subseção seguinte apresentaremos a literatura para alguns países da América Latina, região que também experimentou um aumento da desigualdade na década de 1980 e parte da década de 1990, mas que tem revertido a tendência de concentração da renda nos últimos anos. Fecharemos, na seção 3, com a revisão da literatura nacional que relaciona SM e desigualdade de salários e concluiremos o capítulo com as considerações finais.

II.1 EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE O NÍVEL DE EMPREGO

A teoria econômica especializada em SM tem dado pouca atenção aos seus efeitos distributivos, havendo apenas debates metodológicos e trabalhos empíricos que o relacionam à desigualdade da distribuição de renda. Porém, como boa parte dessa teoria está focada nos efeitos do SM sobre o nível de emprego, é possível inferir que o salário mínimo exerça efeitos sobre a distribuição de renda¹³. Por isso, nesta seção apresentaremos o debate teórico sobre a relação entre SM e emprego e na seção seguinte mostraremos o debate metodológico e empírico, surgido nos Estados Unidos, que busca mensurar a relação entre SM e distribuição de renda.

De acordo com Card e Krueger (1995), o modelo clássico de determinação do nível de emprego (*textbook model*) possui algumas hipóteses simplificadoras que têm sérias implicações sobre a possibilidade de se fazer uma política salarial, como é a determinação de um piso das remunerações do trabalho.

¹³ Se o salário mínimo tem um impacto maior sobre os salários dos trabalhadores com baixos salários, então o aumento do salário mínimo (ou uma expansão de cobertura) deve comprimir o diferencial de salários entre os trabalhadores de alta e de baixa remuneração e, portanto, diminuir a desigualdade salarial medida (Bell, 1997, p. 115).

A primeira hipótese é que as firmas neste modelo não possuem poder para determinar os salários pagos a seus empregados, ou seja, o preço é dado no mercado de trabalho sob concorrência perfeita. Como a demanda de trabalho por parte da firma é determinada pelo ponto onde o valor do produto marginal se iguala a esta taxa salarial (ponto de maximização do lucro), a única variável de ajuste por parte do empregador é o volume de trabalho (número de empregados e horas trabalhadas). A segunda hipótese é que os trabalhadores são perfeitamente informados sobre os salários em outras firmas e têm mobilidade perfeita para trocar de emprego. A terceira hipótese é que o trabalho é um bem como outro insumo qualquer, não havendo restrições ao empregador para contratar o número de empregados que ele deseje. Por fim, todos os trabalhadores de igual habilidade seriam igualmente pagos pelo mercado, suposto conhecido como “*Law of one price*”.

As implicações destes supostos são as seguintes:

- 1) aumentos de salários não afetam a produtividade dos trabalhadores (nem a possibilidade de empregado se esquivar do trabalho ou fazer “corpo mole”);
- 2) produtividade e rotatividade do trabalho não são afetadas pela comparação interpessoal de salários, ou seja, o trabalhador não trocaria de emprego por outra firma pagar mais, afinal todas as firmas pagam o mesmo para empregados de igual habilidade;
- 3) empresas muito lucrativas não dividem parte de seus lucros com trabalhadores pagando bônus ou maiores salários;
- 4) empresas não podem negociar menores preços de seus ofertantes para compensar aumento de custos com salários.

Com base nesta teoria, segundo Cahuc e Zylberberg (2004), aumentos do salário mínimo reduzem a desigualdade salarial ao aumentar a remuneração de alguns trabalhadores, sobretudo os menos qualificados. Contudo, a imposição de um SM acima do salário de equilíbrio do mercado de trabalho faz com que os empregadores ajustem suas operações cortando os trabalhadores menos produtivos e substituindo-os por máquinas e trabalhadores mais produtivos, cujos salários não são afetados pelo piso estabelecido pelo SM. Neste cenário, o efeito redistributivo inicial pode ser revertido, tendo em vista a destruição de empregos¹⁴.

Neste modelo, a empresa não tem poder de determinação do salário, não podendo utilizá-lo como instrumento de incentivo aos trabalhadores. Já para os chamados “revisonistas da Economia Social”¹⁵ (Clark Kerr, Lloyd Reynolds e Richard A. Lester), o

¹⁴ Essa concepção da divisão capital-trabalho e do papel desempenhado pelo sistema de preços, centrada na ideia de ajustes permanentes nos volumes de capital e trabalho utilizados pelas empresas em função dos preços com os quais elas precisam lidar, com base na noção de produtividade marginal dos fatores de produção, foi introduzida explicitamente pela primeira vez pelos economistas ditos marginalistas nos anos 1870 (Piketty, 2015).

¹⁵ O termo “*social economics revisionist*” foi introduzido por Kerr (1994), referindo-se aos economistas que adotam supostos mais realistas que a concorrência perfeita para analisar o mercado de trabalho, insistindo na incidência de fatores como práticas políticas, sociais e culturais e instituições como um sistema de barganha.

salário pode ser utilizado para motivar o trabalhador a trabalhar mais pesado ou evitar rotatividade.

Para esta corrente teórica, não só a produtividade marginal do trabalho determina o nível de salários e de emprego, mas também noções de justiça e capacidade de pagar das empresas, fazendo do salário um instrumento para as empresas incentivarem os empregados. Assim, salários mais altos poderiam reduzir a rotatividade e aumentar a produtividade do trabalho, visto que um piso salarial mais elevado poderia forçar algumas firmas a adotarem melhores práticas administrativas para compensar o aumento de custos, levando a ganhos de produto pelo aumento da produtividade (Card e Krueger, 1995).

Conforme Card e Krueger (1995), o suposto de que as empresas podem contratar todos os trabalhadores que querem à taxa salarial prevalecente é o eixo do modelo neoclássico padrão do mercado de trabalho que fundamenta o raciocínio de cada trabalhador ser pago conforme seu produto marginal. Entretanto, se este pressuposto é flexibilizado – firmas não podem contratar todos os trabalhadores que quiserem a uma dada taxa salarial – o salário também passa a ser uma variável de ajuste.

Neste caso, o empregador tem poder de monopólio, tendo capacidade de escolher o salário que irá pagar para seus trabalhadores. Salários mais elevados fazem com que a firma recrute trabalhadores mais rapidamente. No entanto, se a firma precisa pagar um salário maior para atrair novos trabalhadores, terá de fazê-lo pagando maiores salários para todos os trabalhadores, uma vez que não pode discriminar preços, o que aumenta seus custos. Neste sentido, algumas empresas podem optar por pagar menores salários, convivendo com poucos empregados e alta rotatividade, enquanto outras empresas podem optar por pagar maiores salários e terem menor rotatividade. O resultado disso é uma persistente faixa de indeterminação de salários (Lester, 1946), que vai contra a ideia de um preço único do modelo padrão. Esta seria a lógica do modelo de monopólio, onde o empregador tem poder para determinar a taxa de salário a ser oferecida.

Conforme Piketty (2015), o poder de monopólio pode ocorrer em casos onde o capital humano específico obriga o empregado a continuar oferecendo seu trabalho ao mesmo empregador seja por falta de mobilidade geográfica ou de informação sobre outros empregos. Ele também pode ter origem quando existe uma coalizão formada por um grupo de empregadores ou por todos os empregadores. Nestes casos, é esperado que o empregador imponha um salário inferior¹⁶ ao nível concorrencial, o que reduz o número de assalariados dispostos a ofertar trabalho e, por consequência, o nível de emprego. Uma política redistributiva eficiente, segundo o autor, seria a imposição de um piso salarial próximo do salário de equilíbrio concorrencial, o que aumenta o número de assalariados dispostos a ofertar trabalho, ou seja, o nível de emprego. Portanto, este seria um exemplo no qual uma intervenção no mercado de trabalho pela imposição de um salário mínimo pode ser acompanhada pelo aumento do emprego.

¹⁶ Segundo Piketty (2015), a existência potencial de monopólio local sobre o mercado de trabalho, ou mais simplesmente de capital humano específico, basta para justificar a adoção de um SM legal por parte do Estado, a fim de evitar que os empregadores explorem tais situações além de certo limiar.

Algum grau de poder de monopólio também surge nas modernas teorias de busca (*job search theory*), na qual existe uma lacuna de informação sobre oportunidades de emprego entre empregadores e empregados (informação imperfeita) e há custos de se mover de um emprego para outro e de recrutamento de trabalhadores¹⁷. Neste caso, as firmas podem aumentar salários para atrair os empregados, uma vez que salários mais altos podem dar, em algumas circunstâncias, incentivos a pessoas desempregadas a intensificarem seu esforço de procura de trabalho, pelo aumento do retorno ao emprego se comparado ao desemprego (Cahuc e Zylberberg, 2004).

Outra corrente que permite que as firmas tenham poder sobre a determinação de salários é a de “salário eficiência”, na qual as firmas oferecem salários acima daqueles de mercado visando motivar os assalariados, sobretudo em setores no qual o monitoramento do trabalho é difícil¹⁸. Ao receber um salário maior, o assalariado saberá que perderá algo a mais caso seja demitido. Uma variante do salário eficiência é a corrente do “salário justo”, na qual o empregado pode ser mais cooperativo caso considere que o salário recebido, acima do salário de mercado, seja justo (Piketty, 2015).

Assim, com a flexibilização de alguns pressupostos da teoria padrão, aumentos do salário mínimo podem ser acompanhados por crescimento do nível de emprego¹⁹. Se o aumento do SM não for muito brusco, este pode incentivar as firmas de baixos salários a aumentarem os salários para preencherem suas vagas rapidamente ou para não aumentar a vacância ou rotatividade pela fuga de trabalhadores. Isto tende a minimizar custos de contratação e de demissão a que as firmas estão sujeitas.

Existem vários estudos que procuraram mostrar o efeito prático do salário mínimo sobre o nível de emprego. Até o artigo de Card e Krueger (1995), havia, de certa forma, um consenso, de que o efeito do salário mínimo podia ser negativo, sobretudo para os grupos de trabalhadores mais pobres e jovens nos Estados Unidos²⁰. A partir de análise empírica, eles não encontram evidências de que o salário mínimo teria efeito negativo sobre emprego.

Quando analisaram os restaurantes de *fast-food* do estado de Nova Jersey (EUA), encontraram que o aumento do SM horário estadual em abril de 1992 de US\$4,25 para US\$5,05 elevou o nível de emprego mais que proporcionalmente nos restaurantes que antes não pagavam o SM relativamente aos que cumpriam a legislação. Uma possível explicação para tal evidência empírica, conforme Piketty (2015), é que a baixa mobilidade geográfica da população pouco qualificada fazia com que ela se submetesse aos salários impostos por um

¹⁷ Ver McCall (1970) e Mortensen (1970).

¹⁸ Ver Rebitzer e Taylor (1995) e Manning (1995).

¹⁹ Estas teorias flexibilizam alguns pressupostos da teoria neoclássica, mas não o questionam. Uma corrente alternativa seria a proposta por Keynes (1936), na qual a determinação do nível de emprego não ocorreria no mercado de trabalho pelo equilíbrio entre oferta e demanda por mão de obra, uma vez que o trabalhador não teria o mesmo poder de barganha que o empregador para determinar o nível de salários. O nível de emprego seria determinado pela propensão a consumir e pelo nível de investimento, ou seja, pelos fatores que determinam a demanda agregada. Enquanto para os neoclássicos a variável de ajuste é o nível de emprego, sendo o salário determinado pela desutilidade marginal do trabalho, para Keynes a variável de ajuste é o nível de salários.

²⁰ Ver, por exemplo, Stigler (1946), Kearl et al. (1979), Colander e Klammer (1987).

cartel local de restaurantes, de modo que o aumento do SM turbinou a oferta de trabalho, motivando novos jovens não qualificados a trabalhar nesses estabelecimentos. Neumark e Wascher (1994), por outro lado, acreditam que o aumento do nível de emprego seria antes fruto do fato de o aumento do SM ter atraído jovens mais qualificados, levados a abandonar suas “*high schools*” e ocupar as vagas dos menos qualificados.

A partir de Card e Krueger (1995), portanto, surge um intenso “debate” sobre os efeitos do salário mínimo sobre o emprego e outras variáveis da economia. Nesta linha, alguns autores corroboram os seus resultados, como Dube et al. (2010) e Allegretto et al. (2011). Os autores mostram que, controlando problemas de heterogeneidade entre estados dos EUA, aumentos do SM não são acompanhados por perda de emprego dos mais jovens²¹.

Dube et al. (2010) comparam o emprego em restaurantes entre todos os municípios adjacentes com diferentes níveis de salário mínimo entre 1990 e 2006 e mostram que aumentos do salário mínimo não produzem efeitos adversos sobre o emprego. Adicionalmente, eles mostram que os estudos que não levam em conta as condições econômicas locais, ou seja, que não controlam a heterogeneidade espacial das tendências de emprego, tendem a produzir efeitos negativos espúrios do SM sobre o emprego neste setor.

Hirsch et al. (2011) também analisam o impacto do aumento do SM sobre o emprego em restaurantes, mas os estados estudados são a Geórgia e o Alabama e o período é 2007-2009. Explorando a variação do impacto nos custos do aumento do SM entre restaurantes, os autores não encontram efeitos significativos nem sobre o emprego nem sobre o número de horas trabalhadas, concluindo que os mecanismos de ajuste frente ao aumento de custos são aumento de preços, redução das margens de lucro, compressão salarial, redução da rotatividade e aumento de produtividade²².

Allegretto et al. (2011), analisando dados de 1990 a 2009, mostram que o resultado encontrado por Dube et al. (2010) não se restringe apenas ao setor de restaurantes, mas se estende para outros setores que empregam adolescentes. Contudo, Neumark et al. (2013) contestam os resultados encontrados por Dube et al. (2010) e Allegretto et al. (2011) argumentando que as estratégias usadas por eles para controlar a heterogeneidade espacial são falhas. Refazendo estes estudos, Neumark et al. (2013) concluem que a evidência ainda mostra um conflito entre maiores salários para uns e perda de trabalho para outros.

Portanto, com base na teoria econômica, o salário mínimo não necessariamente tem efeitos negativos sobre o nível de emprego, quando alguns pressupostos da teoria neoclássica

²¹ Para o caso português, Portugal e Cardoso (2001) exploram mudanças ocorridas em 1987 no SM cujo valor aumentou 50% para jovens de 17 anos e 33% para jovens de 18 e 19 anos. Apesar de encontrarem um efeito de redução na contratação de trabalhadores desta faixa etária, os autores encontram um efeito oferta no sentido de jovens menores de 19 anos tenderem a manter seus trabalhos. Assim, apesar da redução da contratação, houve redução dos desligamentos de jovens, contribuindo para a fixação do jovem no mercado de trabalho.

²² Para o caso inglês, Metcalf (2007) analisa as causas da pouca ou nenhuma evidência de que aumentos do SM reduzam o emprego. As possíveis causas são: maior impacto no número de horas trabalhadas que no número de postos, fricções no mercado de trabalho, compensações através do sistema de crédito tributário, cumprimento incompleto, melhorias na produtividade e uma redução dos lucros relativos das empresas que empregam trabalhadores de baixos salários.

são flexibilizados. Em relação aos trabalhos empíricos para os Estados Unidos, grande parte não encontra efeitos negativos da política de SM sobre o emprego, mostrando que as empresas possuem outras formas de ajuste para fazer frente ao aumento de custos gerados pelo aumento do SM.

Para o caso brasileiro, Foguel et al. (2014) estimam, com base na Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) entre 2003 e 2013, que aumentos do salário mínimo tendem a aumentar a probabilidade de haver uma transição do emprego para o desemprego, sobretudo entre os empregados sem carteira e entre os de maior escolaridade nos casos de transições que olham para o destino do trabalhador um mês após o reajuste do SM (transições de curto prazo). Os resultados não são estatisticamente significativos para empregados com carteira e perdem significância com o aumento do período de transição (médio e longo prazos). Já Lemos (2004), analisando o período 1982-2002, encontra pequenos efeitos negativos do salário mínimo sobre o emprego no Brasil, com predomínio de redução das horas trabalhadas, em detrimento da destruição de postos de trabalho. No curto prazo, a autora estima que um aumento de 10% no SM diminuiria o total de horas em 0,16%, o que se decompõe em uma diminuição de 0,14% em horas por trabalhador e uma redução de 0,02% em postos de trabalho. O efeito total não superior a -0,05%, no longo prazo, parece também ser dominado pelo efeito horas por trabalhador.

Conclui-se, com base nas novas correntes da teoria neoclássica, que o salário mínimo é compatível com aumentos no nível do emprego quando elementos de monopsonio estão presentes. Conforme os trabalhos empíricos, os efeitos negativos encontrados ou são de pequena magnitude ou não são estatisticamente significativos.

II.2 A EVIDÊNCIA EMPÍRICA SOBRE AS RELAÇÕES ENTRE SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE

II.2.1 O debate americano²³: salário mínimo ou mudança tecnológica com viés em qualificação?

Havia, no começo da década de 1990, certo consenso entre os economistas americanos de que a desigualdade de salários tinha aumentado substancialmente nos EUA na década anterior e de que a principal causa da concentração de salários seria a mudança tecnológica, principalmente o desenvolvimento de novas tecnologias computacionais (Davis e Haltiwanger 1991, Bound e Johnson 1992, Katz e Murphy 1992, Levy e Murnane 1992, Juhn, Murphy e Pierce 1993, Doms, Dunne e Troske 1997). Esta corrente defende a hipótese de que o surgimento de nova tecnologia teria levado ao aumento da demanda por trabalhadores altamente qualificados, o que teria reflexos sobre a desigualdade de salários. Esta hipótese é amplamente conhecida na literatura de mercado de trabalho como mudança técnica com viés em qualificação (SBTC – *Skill-Biased Technical Change*).

²³ Para o caso de Porto Rico ver Freeman e Freeman (1992).

Conforme Autor, Katz e Krueger (1998), a elasticidade de substituição entre trabalhadores com ensino superior e com ensino médio nos EUA era de cerca de 1,5, o que implicaria em que um aumento de 10% na proporção relativa de trabalhadores com ensino superior reduziria seu salário relativo em cerca de 6,6%. Uma vez que a proporção de trabalhadores de alta qualificação tem aumentado nas últimas décadas, a única explicação para o aumento do salário relativo dos mais qualificados (e o aumento da desigualdade salarial) seria a mudança tecnológica. A mudança tecnológica ocorrida a partir dos anos de 1980 aumentaria muito a demanda por trabalhadores qualificados, não sendo compensada pelo aumento da oferta destes trabalhadores, o que levaria ao aumento do prêmio à educação e do conseqüente diferencial salarial.

Contudo uma nova corrente de pesquisa emergiu, também na década de 1990, questionando a hipótese SBTC e dando maior enfoque a fatores institucionais como causadores do aumento da desigualdade no mercado de trabalho americano, os já mencionados “revisonistas”.

Um trabalho que questiona diretamente as conclusões da hipótese SBTC é o de Card e DiNardo (2002). A partir deste trabalho, novas explicações passaram a ser consideradas, sobretudo a queda do valor real do SM, pondo fim ao consenso e dando força ao debate sobre as causas do aumento da desigualdade de salários na década de 1980.

Card e DiNardo (2002) apresentam e testam empiricamente duas versões da hipótese SBTC: a) complementaridade entre uso do computador e qualificação; b) aumento do preço da qualificação. Na primeira versão, mudanças tecnológicas afetariam mais os trabalhadores que têm mais qualificações complementares à tecnologia. Na segunda versão, por seu turno, mudanças tecnológicas aumentariam a produtividade relativa dos trabalhadores mais altamente qualificados, o que refletiria em maiores salários.

Os autores questionam, através de testes empíricos, várias conclusões tiradas com base nesta teoria. Em alguns casos apenas uma das versões prediz corretamente o que de fato aconteceu entre 1970 e 1990 com a estrutura salarial americana, em outros casos nenhuma das versões consegue estimar corretamente. Focando em diferenças entre grupos, ambas as versões têm dificuldade de explicar, por exemplo, a estabilidade do diferencial de cor, a uniforme redução do diferencial de gênero em todos os grupos educacionais e o relativo aumento do prêmio educacional para os mais jovens em detrimento dos mais experientes (Card e DiNardo, 2002).

O problema fundamental, segundo os autores, é que o aumento da desigualdade total ocorrido no início da década de 1980 não persistiu na década seguinte, apesar dos avanços tecnológicos terem continuado. Assim, a hipótese de uma mudança tecnológica com viés em qualificação, baseada na revolução dos computadores, valeria para um curto período, criando-se questionamentos para os períodos subseqüentes. Adicionalmente, a evolução da desigualdade salarial nas décadas de 1970, 1980 e 1990 leva os autores a concluir que o aumento estrondoso nos primeiros anos de 1980 pode ser considerado um episódio, dada a

relativa estabilidade da estrutura salarial tanto na década anterior quanto em período posterior.

Quando Card e DiNardo põem em cheque as principais conclusões de uma teoria que era amplamente aceita na literatura, abre-se espaço para a investigação de novas possíveis causas do comportamento anormal da estrutura salarial americana nos anos de 1980. Um potencial candidato é a política de salário mínimo, cujo valor real se reduziu significativamente no período.

Estudos como os de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) (DFL) concluíram que o salário mínimo teve papel significativo para a piora da distribuição de salários na década de 1980, tendência que foi revertida com a recuperação do seu valor na década seguinte. Examinando a transição entre décadas (entre 1989 e 1992), resultado similar é encontrado por Card e Krueger (1995). Os autores analisam as características da renda familiar dos recebedores do SM nos EUA, comparando mudanças na distribuição salarial nos diferentes estados após os aumentos do mínimo federal de 1990 e 1991. Concluem que estes reajustes reverteram a tendência de aumento da desigualdade de salários que vinha sendo observada na década de 1980.

Nesta mesma linha, Lee (1999) usa o diferencial de impacto do SM entre estados dentro dos EUA para diretamente estimar a contribuição da queda de valor do SM para o aumento da desigualdade salarial na cauda inferior (diferença 50-10) da distribuição de salários entre 1979 e 1989. Para isto, o autor cria uma medida de efetividade do SM usando o diferencial entre o SM federal e a mediana da distribuição de salários de cada estado. Dado que o SM federal é uniforme, sua interação com a variação do nível salarial entre estados gera variações na efetividade do piso nacional entre estados. Evidência para tal diferença é encontrada nos dados usados pelo autor: estados com menores salários foram mais afetados pela desvalorização do SM nos anos de 1980 relativamente aos estados de maiores salários; estados com SM igual ou menor que o SM federal em 1989 tiveram efeito maior do aumento do SM entre 1989 e 1991, relativamente a estados com SM maior que o SM federal.

A comparação da efetividade do SM entre estados leva o autor a concluir que, após considerar o SM, o modesto aumento da dispersão na cauda superior tende a ser compensado por uma igualmente modesta compressão²⁴ na cauda inferior da distribuição de salários total, de modo a manter as medidas de diferencial 90-10 e 75-25 relativamente constantes na década de 1980. Portanto, quase todo o crescimento do *gap* salarial entre o 10º e o 50º percentil é atribuído à erosão do valor real do SM federal (Lee, 1999).

Autor, Katz e Kearney (2008), revisitando os resultados de Card e DiNardo (2002), concordam que a queda do SM contribuiu para aumentar a desigualdade na cauda inferior da distribuição e que a década de 1980 foi exceção no sentido da intensidade do aumento da desigualdade e da demanda por qualificação relativamente ao período posterior. Contudo eles

²⁴ Teuling (2003), usando um modelo de equilíbrio geral, corrobora as conclusões de Lee (1999), mostrando que a desvalorização do SM é a principal causa do aumento da desigualdade salarial durante os anos de 1980. Contudo, ele acrescenta que o SM também afeta negativamente o retorno ao capital humano na cauda inferior da distribuição de salários.

discordam do fato de o aumento da desigualdade ser considerado apenas um episódio, uma vez que a desigualdade continuou crescendo rapidamente na cauda superior da distribuição e este crescimento persiste mesmo depois de ajustar por mudanças na composição da força de trabalho.

Autor, Katz e Kearney (2008) refinam a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), decompondo a desigualdade da distribuição de salários em dois grupos separados: a cauda inferior (10-50) e a cauda superior (50-90). Eles concluem que o aumento da desigualdade da distribuição de salários como um todo na década de 1980 se deveu à combinação de dois fatores: o aumento da desigualdade para a cauda inferior, devido à perda de valor real do SM (um fator conjuntural), e o aumento da desigualdade para a cauda superior devido, sobretudo, a mudanças na demanda por força de trabalho com viés pró-qualificação (um fator estrutural)²⁵. Na década de 1990, o comportamento das caudas da distribuição teria sido em sentidos opostos: a recuperação do SM teria reduzido a desigualdade para a cauda inferior, enquanto a tendência de aumento da desigualdade para a cauda superior teria se mantido (ainda que em menor intensidade neste período relativamente ao anterior). Desta forma, a melhora da distribuição de salários da década de 1990 seria resultante do embate de forças opostas entre as duas caudas da distribuição.

Assim, para os autores, a análise da desigualdade de salários de Card e DiNardo (2002) não estaria captando o comportamento diferenciado das caudas inferior e superior da distribuição de salários, dando peso desproporcional à política de SM. Ou seja, a abordagem revisionista não seria suficiente para explicar as tendências apresentadas pela distribuição de salários nas décadas de 1980 e 1990. Autor, Katz e Kearney (2008) fazem uma releitura dos dados mostrando que, nas duas décadas, as tendências para o emprego e para os salários por percentil de qualificação andaram juntas (correlação positiva). Deste modo, na década de 1980 enquanto aumentou o peso do emprego de alta qualificação e os salários dos mais educados, reduziu o peso do emprego e a remuneração dos menos qualificados. Já na década seguinte, houve aumento de emprego e de salários tanto para os mais educados quanto para os menos (nova SBTC). Isto levaria a crer que mudanças na demanda por qualificação teriam um papel central na mudança de forma da distribuição salarial, em detrimento de fatores institucionais como o SM: aumento forte da demanda por qualificação na década de 1980 e polarização da demanda na década seguinte.

Portanto, o simultâneo aumento do peso do emprego de alta qualificação (N_{High}) e da taxa de salários (w_{High}/w_{Low}) nos anos de 1980²⁶ tem sido interpretado como evidência de mudança tecnológica com viés em qualificação. Contudo, Slonimczyk e Skott (2012) questionam as conclusões de Autor, Katz e Kearney (2008) ao afirmarem que taxa de salários e emprego podem se mover na mesma direção, mesmo na ausência de algum viés em

²⁵ Na década de 1980, aumentou muito a demanda por mão de obra qualificada (*skills*) e houve uma desaceleração da oferta de trabalhadores com educação secundária e terciária (*high school* e *college*), aumentando o prêmio à educação. Na década de 1990, teria havido uma desaceleração da demanda por qualificações (mas não uma diminuição) e o que a literatura chama de “polarização” ou nova hipótese SBTC: demanda por pouco qualificados (tarefas manuais) e muito qualificados (tarefas abstratas), os medianamente qualificados (tarefas rotineiras) tendo sido substituídos por tecnologia.

²⁶ A perda de valor real do salário mínimo (w_{Low}) resulta no aumento da taxa de salários.

qualificação, se a prevalência de descasamento (“*mismatch*”), que é medido pela sobre-educação, ou seja, pela presença de pessoas de alta qualificação exercendo atividades que demandam baixa qualificação, é determinada endogenamente. O argumento central dos autores se baseia num modelo teórico em que a economia é formada por dois setores (alta e baixa tecnologia) e por dois tipos de trabalhadores (com alta e baixa qualificação), onde trabalhadores de baixa qualificação só podem ocupar postos no setor de baixa tecnologia e o descasamento é definido quando trabalhadores de alta qualificação ocupam postos neste setor. O monitoramento do esforço dos trabalhadores é imperfeito, contratos são incompletos e trabalhadores não podem se comprometer *ex ante* que não vão fugir do trabalho (fazer “corpo mole”). Deste modo, a firma tem como instrumento indutor de esforço a ameaça de demissão. Quando se incorpora o SM no modelo, supõe-se que ele seja obrigatório apenas para o setor de baixa tecnologia.

Se firmas preferem preencher suas vagas no setor de baixa tecnologia com trabalhadores pouco qualificados, relativamente aos de alta qualificação, elementos de monopólio aparecem naturalmente em modelos com descasamento no sentido de as firmas poderem determinar os salários que vão pagar. Estes elementos implicam que, se o salário mínimo se desvaloriza, efeitos adversos aparecem sobre o emprego agregado (queda)²⁷ e sobre o grau de descasamento (aumento)²⁸, além da taxa de subemprego de trabalhadores com alta qualificação (aumento). Assim, uma queda do SM pode produzir aumento da desigualdade intra (mais trabalhadores de alta qualificação no setor de baixa tecnologia) e entre setores, e também reduzir o emprego e o salário de trabalhadores pouco qualificados (Slonimczyk e Skott, 2012).

Com base nesta teoria, Slonimczyk e Skott (2012) encontram evidência empírica sobre-educação no mercado de trabalho americano e de elevação do grau de descasamento especialmente durante as décadas de 1970 e 1980. Entre 1973-2002, enquanto a proporção de trabalhadores com pelo menos o ensino superior aumentou de 33% para 58%, a sobre-educação passou de 14,7% para 25%. Além disso, as estimativas dos autores sugerem que teria sido a queda do valor do salário mínimo a principal causa da deterioração na posição dos trabalhadores de baixa qualificação, com perda de emprego e queda de salários, e do aumento do subemprego de trabalhadores altamente qualificados.

Portanto, na literatura americana há certo consenso sobre a importância da política de salário mínimo sobre a cauda inferior da distribuição salarial, mas existe bastante divergência quanto à prevalência do salário mínimo como fator principal para explicar o comportamento da desigualdade de salários a partir dos anos de 1970 nos Estados Unidos. Autores que defendem a hipótese de SBTC como fator explicativo do aumento da desigualdade salarial na década de 1980 argumentam haver um efeito espúrio do SM sobre a

²⁷ Salários mais baixos reduzem a oferta de mão de obra e, por consequência, o nível de emprego.

²⁸ A queda do SM enrijece a condição de não evasão (“no-shirking”) para trabalhadores de baixa qualificação em setores de baixa tecnologia. Isto significa que as empresas vão demitir mais facilmente caso percebam o “corpo mole”, o que aumenta o espaço para trabalhadores de alta qualificação neste setor, e, por consequência, a sobre-educação e a desigualdade dentro do grupo.

distribuição de salários. Já os revisionistas acreditam que o SM é o principal fator explicativo da tendência salarial do período²⁹.

A análise dos efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda como um todo tampouco é plenamente consensual. Volscho Jr. (2005), por exemplo, analisa, com base em dados decenais de 1960 a 2000, os pisos estaduais dos EUA com o intuito de testar a hipótese de que estados com maiores pisos salariais teriam menor desigualdade de renda. Sua conclusão é que o efeito do salário mínimo sobre a distribuição de renda é não linear e tende a ser distributivo a partir de US\$4 de salário-hora.

Card e Krueger (1995), porém, encontram resultados que mais claramente favorecem a hipótese do impacto redistributivo. Os autores comparam o rendimento familiar dos trabalhadores cujos salários foram afetados pelos reajustes do SM do início da década de 1990 com aqueles que foram afetados pelos reajustes de 1974, concluindo que relativamente à situação em 1974, os trabalhadores afetados pelos últimos reajustes estão mais concentrados em famílias pobres. Eles encontram forte evidência de que o incremento do SM aumentou a proporção do rendimento que é pago aos trabalhadores no primeiro décimo da distribuição de salários, sendo similar o efeito sobre os ganhos das famílias nesse décimo, o que contribuiria para a redução da desigualdade de renda. Os autores observam que 30% das pessoas afetadas pelos aumentos do SM são os únicos recebedores de salário na família e que o SM representa metade do rendimento total da família, o que mostra a sua importância no rendimento familiar. Relativamente a outros trabalhadores, os que são afetados por aumentos do SM têm três vezes mais chance de viver na pobreza, indicando que o recebedor do SM está sobre-representado na cauda inferior da distribuição de renda – o que torna o SM uma política redistributiva. Comparando os resultados alcançados por Volscho Jr. e Card e Krueger, tampouco podemos concluir que são inteiramente divergentes, pois o primeiro, mais cético quanto aos impactos distributivos do SM, encontra um efeito desconcentrador a partir de certo salário horário.

*II.2.2 O caso europeu*³⁰

A literatura europeia que relaciona salário mínimo e desigualdade salarial tem destacado mais o caso do Reino Unido e da França, havendo poucos trabalhos para outros países desenvolvidos.

Este é o caso do estudo de Fitoussi (1994), que faz uma comparação da dispersão salarial e da taxa de desemprego na França, nos EUA e no Reino Unido nas décadas de 1970 e 1980. Conforme o autor, o comportamento da estrutura de desemprego era semelhante nos três países: aumento da taxa de desemprego, sobretudo para trabalhadores pouco qualificados e jovens. No entanto, diferentemente de EUA e Reino Unido, onde a legislação do salário mínimo ou foi deixada de lado ou não existia na década de 1980³¹, a França possuía um

²⁹ Para Piketty (2014), a desigualdade salarial avançou bastante nos EUA simplesmente porque eles se tornaram mais tolerantes às remunerações altíssimas dos “super-executivos” a partir dos anos 1970-1980.

³⁰ Para o caso da Ucrânia ver Ganguli e Terrell (2006). Para o caso da Indonésia ver Chun e Khor (2010).

³¹ Conforme Piketty (2014), os EUA utilizaram o SM para aumentar bastante os salários modestos nos anos 1950-60 e depois abandonaram esse instrumento a partir dos anos 1970-80. Na França, teria ocorrido

salário mínimo estruturado, o que indica que o SM tem pouco efeito sobre o comportamento da taxa de desemprego.

Adicionalmente, enquanto EUA e Reino Unido sofreram um aumento significativo da desigualdade de salários nos anos de 1980, a França experimentou um aumento apenas moderado da dispersão salarial no período, o que o autor atribui à elevação da razão entre salário mínimo e salário médio entre 1981 e 1984, que amenizou os efeitos de mudanças na oferta e na demanda por qualificação. Usando uma medida de desigualdade calculada por Davis (1993, p. 61) com dados de 1986 para EUA, França e Reino Unido, o autor afirma que “a compressão dos salários da cauda inferior da distribuição na França tem ocorrido simultaneamente com o aumento da dispersão de salários nos dois outros países, sugerindo um importante papel do salário mínimo”.

A correlação negativa entre valor do salário mínimo e desigualdade de renda também é apresentada por Piketty (2014), que analisa a França entre 1945 e 2010 e diferencia três fases. A primeira, entre 1945 e 1967, corresponde ao período de reconstrução do país no pós-guerra, no qual houve forte crescimento econômico e aumento da desigualdade de renda. Apesar da criação do salário mínimo nacional em 1950, este não sofreu alterações e revalorizações e, assim, se distanciou bastante do salário médio neste período. A segunda fase, entre 1968 e 1983, é marcada por grande redução da desigualdade de renda e por ganhos reais do salário mínimo. Segundo o autor, o Movimento de maio de 1968 teve raízes estudantis, culturais e sociais que foram além da questão dos salários, ainda que o desfecho político imediato tenha sido o aumento do SM. Para sair da crise, o governo do general De Gaulle assinou os acordos de *Grenelle*, que previam uma alta de 20% no SM, sendo este oficialmente indexado ao salário médio em 1970. Os governos deste período sempre aumentaram o SM acima da inflação por medo do clima de ebulição político-social. A terceira fase, entre 1983 e 2010, é caracterizada por novo aumento da desigualdade de renda e desvalorização do salário mínimo. O governo socialista teve de frear o aumento do SM, porque mesmo o salário médio estava subindo mais rápido que a produtividade, com reflexos sobre os preços. Assim, neste período, foi implementado o congelamento de salários e abandonada a política de gatilhos anuais do SM.

A evidência mais recente para o Reino Unido é favorável à tese de que o salário mínimo teria efeito redistributivo. Manning (2012) analisa a distribuição do salário horário no período de 1975 a 2009 e observa uma correspondência entre os períodos de implementação do salário mínimo nacional (pós 1999) e de queda na razão 50:10 (valor do 50º percentil sobre o valor do 10º percentil). Adicionalmente, o fato de a desigualdade na cauda inferior cair mais rapidamente em regiões nas quais mais pessoas recebem o SM fez o autor concluir que a queda da desigualdade observada no Reino Unido pode ser explicada pela política de SM. Outro fator que concorre para reforçar esta conclusão é o fato de a queda da razão 50:10 ser maior entre mulheres, relativamente aos homens, que são as principais receptoras do SM nacional.

exatamente o inverso, enquanto o Reino Unido decidiu estabelecer um SM nacional em 1999, num nível intermediário entre os EUA e França.

Na mesma linha, Butcher et al. (2012) investigam o impacto do salário mínimo nacional do Reino Unido sobre a desigualdade de salários e verificam que o SM explica parte importante da evolução da desigualdade de salários na cauda inferior da distribuição entre 1998 e 2010. Os autores estimam um modelo onde a variável dependente é a mudança anual da renda do percentil p do segmento r (mulher jovem, homem adulto) e a variável explicativa de interesse é a mudança no SM nacional como fração dos rendimentos medianos. Para mulheres jovens, a contribuição estimada do SM para a mudança na razão 50:5 é de 50%, enquanto a contribuição para a mudança na razão 50:10 é de 40%. Para mulheres acima de 30 anos, as mudanças na razão 50:5 ou 50:10 são bem menores, o que é esperado pelos autores uma vez que o grupo mais afetado pelo SM nacional é composto pelos jovens. Apesar disso, a contribuição estimada do SM neste caso supera o total da mudança observada na cauda inferior da distribuição de salários. O mesmo ocorre para os homens, contudo em menor medida se comparado às mulheres: as mudanças na razão 50:5 ou 50:10 são muito maiores para os jovens que para os adultos e a contribuição estimada do SM para a mudança na razão 50:5 e 50:10 é de cerca de 50%.

Parece ser consensual a conclusão de que a implantação de um piso salarial no Reino Unido teve um impacto distributivo sobre os salários. Dolton et al. (2010) utilizam o método de diferenças em diferenças incremental para analisar o período entre 1997 e 2007, buscando avaliar os efeitos de médio prazo dos aumentos anuais do SM tanto sobre a desigualdade de salários quanto sobre o emprego. Isto é possível por haver uma variação do grau de cumprimento (“*bite*”) da legislação do SM entre estados, medido de duas formas pelos autores: proporção de trabalhadores diretamente afetados pelo SM (*share* – trabalhadores que ganham até o SM) e proporção de trabalhadores que ganham exatamente o SM (*spike*). Adicionalmente os autores utilizaram como variável dependente uma variação do Índice de Kaitz – razão entre SM e salário mediano.

As estimativas dos autores mostram que os coeficientes são todos negativos e significativos, aumentando de intensidade no período, ou seja, a desigualdade da cauda inferior da distribuição (razão 50:5 e 50:10) diminui mais em áreas onde existe maior proporção de trabalhadores recebendo em torno ou exatamente o SM. O coeficiente do SM para a razão 50:10 é menor que para a razão 50:5, o que pode indicar limitados efeitos de *spillovers*³², ou seja, transbordamentos do efeito do salário mínimo para remunerações no seu entorno. Segundo Dolton et al. (2010), há pequenos efeitos movendo para cima a distribuição de salários, consistente com a ideia de que o SM está reduzindo a dispersão salarial no Reino Unido³³.

O fato de haver poucos estudos para outros países desenvolvidos, além de EUA, França e Reino Unido, pode ser explicado pela forte presença na Europa de acordos coletivos e pelo protagonismo dos sindicatos³⁴ na tarefa de representar os trabalhadores menos

³² Dickens e Manning (2004) e Stewart (2012) também concluem pela ausência de *spillovers* do SM no Reino Unido.

³³ Para o emprego, os autores encontram efeitos positivos, sobretudo entre 2004 e 2006, o que indica que áreas onde o SM é cumprido com mais rigor experimentaram crescimento mais alto do emprego.

³⁴ Países como Alemanha e Suécia escolheram não ter um SM nacional e deixar aos sindicatos a tarefa de

qualificados. Um exemplo deste caso é a Espanha, em que o sistema de barganha coletiva frequentemente faz o papel de piso salarial, estando acima do SM oficial. Segundo Dolado et al. (1997), a barganha é feita em nível nacional, setorial e no nível da firma, afetando 85% dos empregados do país. Os autores analisam o impacto da barganha coletiva na distribuição de salários da indústria e da construção para 1990. A principal conclusão do estudo é que a barganha no nível setorial reduz a dispersão salarial ao gerar ganhos maiores para os trabalhadores de baixa qualificação e com pouca experiência, mas este efeito é enfraquecido pela existência de um setor “informal” (descumprimento) para os trabalhadores menos qualificados, por uma não negligenciável perda de emprego destes e pela existência de acordos informais através dos quais os trabalhadores mais qualificados são recompensados acima do salário acordado coletivamente.

II.2.3 América Latina³⁵: salário mínimo ou SBTC?

Outra corrente da literatura americana de salários tenta relacionar o aumento da desigualdade de salários nos Estados Unidos como fruto da globalização e da integração com o México, que é abundante em mão de obra pouco qualificada se comparado ao país vizinho³⁶. Conforme o modelo de Heckscher-Ohlin, a integração econômica levaria a um aumento do retorno à qualificação nos EUA (abundante em mão de obra qualificada) e a uma queda no México. Isto porque a migração de mexicanos aumentaria o peso da mão de obra não qualificada nos EUA, o que aumentaria o retorno à qualificação (aumento da desigualdade de salários). Mas os dados para México não corroboram esta tese: a desigualdade aumentou no México também. Bosch e Manacorda (2010) analisam a relação entre o aumento da desigualdade de salários no México e a perda real de valor do SM entre 1989 e 2001, cuja desvalorização foi de 50% em relação ao salário médio. Diferentemente dos EUA, no México o SM não se restringe apenas ao mercado de trabalho, mas é usado como numerário, servindo de referência para programas sociais, aposentadorias, bolsas de estudo e multas, o que torna seu papel distributivo ainda mais importante.

Os autores utilizam a metodologia proposta por Lee (1999), explorando o fato de haver municípios de um mesmo estado com valores nominais do SM diferentes. Isto porque desde 1986 o país está dividido em três áreas conforme diferenças no custo de vida e o SM tem um valor nominal diferente em cada área. Os autores comparam as diferenças de efetividade do SM entre municípios, sendo efetividade medida pelo diferencial entre o SM e o salário do 70º percentil da distribuição de salários de cada município. Isto expressa o salário mínimo relativo a um nível de rendimentos locais, que não é afetado pelo SM e que é uma *proxy* para os padrões de vida locais.

As estimativas mostram que um aumento de 10 pontos percentuais na efetividade do SM aumenta os ganhos de salários no primeiro decil da cauda inferior em quase 7 pontos

negociar com os empregadores os salários mínimos dentro de cada ramo de atividade (Piketty, 2014). A fim de fixar um piso comum, a Alemanha criou um SM nacional apenas em 2015.

³⁵ O Brasil será tratado em uma seção à parte. Para o caso da Costa Rica ver Gindling e Terrell (2004). Para o caso da Nicarágua ver Alaniz, Gindling e Terrell (2011).

³⁶ Ver por exemplo Feenstra e Hanson (1997) e Hanson e Harrison (1999).

percentuais. Na mediana o resultado é de 3 pontos percentuais, mostrando que o SM tende a afetar principalmente os mais pobres, o que contribui para a queda da desigualdade de salários. Os resultados são mais significativos para os homens (relativamente a mulheres) e para o setor formal. A principal conclusão dos autores é que municípios que experimentaram um grande aumento da desigualdade de salários também experimentaram uma grande queda da efetividade do salário mínimo.

Entretanto, a conclusão de que a desvalorização do SM tenha concentrado a distribuição de salários no México não é corroborada pelos resultados encontrados por Bell (1997), que analisa o efeito do SM nos salários e no emprego para dois países da América Latina: México e Colômbia. Conforme a autora, já em período anterior (1984-1990) o SM mexicano era tão baixo que a deterioração do seu valor não poderia explicar a subsequente elevação da desigualdade de salários. No nível da firma, espera-se que as empresas que pagam salários no piso sejam mais afetadas pelas mudanças reais no SM do que as empresas que pagam salários muito acima dele. Neste sentido, um menor SM real poderia causar um aumento nas diferenças entre empresas ou setores por causa deste efeito. Contudo, no México a desigualdade aumentou em todos os setores e nas firmas dentro dos setores (inclusive aquelas que não deveriam ser afetadas pelo SM), o que indica um fraco poder explicativo do SM para o aumento da desigualdade salarial no país (Bell, 1997).

Comparando os dois países, a autora afirma que, enquanto o SM caiu em termos reais aproximadamente 45% no México na década de 1980, ele aumentou à taxa aproximada na Colômbia no mesmo período. Como resultado, na década de 1990, o SM equivalia a 13% do salário médio no México, e a 53% do salário médio na Colômbia. Ou seja, no México o SM deixou de ter o papel de referência para o mercado de trabalho. Nesta mesma linha, Campos et al. (2012) afirmam que o SM não era “*binding*” no México neste período e que o SM real e a taxa de sindicalização não se alteraram depois de 1996, período no qual a tendência de elevação da desigualdade começou a se reverter. Desta forma, para os autores é improvável que mudanças em fatores institucionais tenham contribuído para a redução da desigualdade a partir de 1996, levando a crer que sua principal causa seria a redução do prêmio à qualificação. Esta última pode ser atribuída a um aumento na oferta e a uma queda na demanda por trabalhadores qualificados, sendo a elevação da oferta reflexo de grande esforço feito pelo governo para expandir a educação básica no país como parte das condicionalidades do programa de transferência focalizada de renda (*Progres*a).

Em relação à Colômbia, onde o salário mínimo era cumprido (“*binding*”) no mercado de trabalho, Bell (1997) afirma que sua valorização entre 1984 e 1990 pode ser um possível fator explicativo para a redução da desigualdade salarial no país. Em consonância, Maloney e Mendez (2004), utilizando a metodologia proposta por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000), analisam os efeitos do SM sobre a distribuição de salários e sobre o emprego entre 1997 e 1999. Conforme as estimativas, para os empregados que ganham entre 0,7-0,9 SM, o efeito marginal de um aumento de 1% no SM é de alta de 0,87% nos salários, ou seja, 87% do aumento do SM seria comunicado aos salários desta faixa. O efeito continua significativo para até quatro salários mínimos, embora com coeficientes menores, o que mostra um efeito numérico importante que tende a contribuir para a redução da desigualdade

salarial. No entanto, há uma significativa e uniforme erosão do efeito de primeiro período ou curto prazo (cerca de 17%) por toda a distribuição salarial, o que pode se dever à inflação.

Para trabalhadores autônomos, no entanto, o impacto estimado é quase nunca significativo e a intensidade é de um terço daquela apresentada por trabalhadores assalariados. Isto sugere que não só os trabalhadores por conta própria não respondem fortemente aos efeitos de farol³⁷, mas também que eles podem atualizar seus rendimentos com maior frequência para evitar a erosão da inflação (Maloney e Mendez, 2004).

No Uruguai não há consenso se o aumento da desigualdade salarial entre 1986 e 1997 é justificado pela hipótese SBTC ou pela desvalorização do salário mínimo. González e Miles (2002), estimando um modelo de quantis não paramétricos da distribuição salarial condicional à educação e experiência, observam que o valor dos quantis mais baixos (5º e 10º) aumentou por força de barganha coletiva no nível da firma ou do setor em um período de acentuada queda³⁸ do valor real do SM³⁹. Conforme os autores, neste período houve uma significativa mudança na composição educacional no Uruguai. Enquanto a proporção de pessoas com educação primária passou de 40% para 25%, a proporção da população com ensino superior passou de 11% para 20%. Além disso, observou-se um aumento do retorno à qualificação em todos os quantis de salários. Contudo, este não foi uniforme, uma vez que os trabalhadores mais qualificados experimentaram aumentos salariais mais elevados do que os menos qualificados, sugerindo que o aumento observado na desigualdade salarial seria resultado de uma demanda com viés em qualificação, o que daria suporte à hipótese SBTC.

No entanto, Borraz e González (2009) contestam os resultados de González e Miles (2002) através da utilização da metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para igual período e para período posterior. Entre 1986-1997 os autores encontraram evidência de que a forte desvalorização do salário mínimo (queda de 66%) aumentou a desigualdade salarial dos homens. Para o período 2004-2009, no qual o salário mínimo se valorizou em 153%, os autores encontram efeitos desconcentradores do SM sobre a distribuição de salário das mulheres.

A hipótese SBTC também é defendida por Gasparini e Cruces (2010) para o caso argentino, onde a desigualdade de renda aumentou fortemente nos anos de 1990 devido ao aumento da diferença salarial entre trabalhadores mais e menos qualificados. Conforme os autores, o aumento do prêmio à qualificação estaria associado à modernização da produção e das estruturas organizacionais. Esta mudança tecnológica com viés em qualificação, por sua

³⁷ Conforme Souza e Baltar (1979), o salário-base no núcleo capitalista serviria como um “farol” para orientar as remunerações auferidas pelos trabalhadores de menor qualificação, como trabalhadores autônomos e familiares. Desta forma, o salário mínimo não se limitaria ao setor formal da economia, mas teria um efeito-farol para o setor informal.

³⁸ No Uruguai a lei do SM foi originalmente proposta em 1969 como uma ferramenta de redistribuição de renda. Entretanto, nos anos de 1990, o SM foi usado como instrumento político para diminuir o déficit público, uma vez que grande número de pagamentos do governo estava indexado a ele, o que explicaria a grande queda de seu valor neste período.

³⁹ No entanto, nos países da América Latina uma parcela importante do mercado de trabalho está à margem da legislação trabalhista (setor informal), o que leva o salário mínimo a afetar quantis mais elevados da distribuição salarial. Desta forma, analisar apenas os primeiros decis da distribuição pode levar a conclusões equivocadas.

vez, estaria associada à liberalização comercial e de investimentos na Argentina. Outro fator por trás do aumento na desigualdade de renda na década de 1990 foi o enfraquecimento dos sindicatos. Há evidências de que a adesão e a atividade sindical diminuíram significativamente entre 1991-2001 no país.

No entanto, em período posterior, a Argentina conseguiu reduzir a desigualdade de salários. Gasparini e Cruces (2010) enumeram diversos fatores, a saber: expansão do emprego gerado pela recuperação econômica rápida, a mudança em favor dos setores de baixa qualificação de trabalho intensivo como resultado da desvalorização do peso argentino, o desaparecimento gradual dos efeitos da mudança técnica com viés em qualificação da década de 1990 e a ascensão da influência dos sindicatos. Ademais, um governo pró-sindicatos e pró-trabalhadores elevou o salário mínimo, determinou o aumento dos salários no setor privado e promoveu a negociação coletiva. Desta forma, tanto a hipótese de SBTC quanto fatores institucionais contribuíram para a evolução da dispersão salarial na Argentina nas últimas duas décadas.

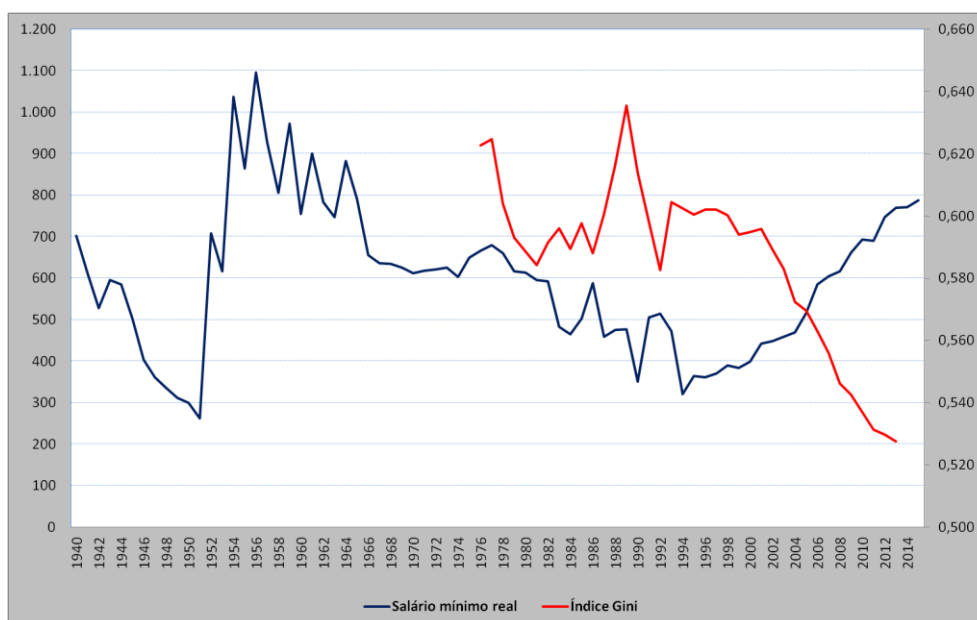
Portanto, para alguns países da América Latina parece haver duas forças preponderantes no comportamento da desigualdade de salários nas décadas de 1980 e 1990, a saber: mudanças no retorno à qualificação, cuja *proxy* é o prêmio à educação (México, Uruguai e Argentina), e fatores institucionais, notadamente salário mínimo (México, Uruguai e Colômbia) e sindicatos (Argentina).

II.3 A EVIDÊNCIA NACIONAL SOBRE AS RELAÇÕES ENTRE SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE

Como vimos no capítulo I, desde meados da década de 1990, o Brasil vem passando por um processo de queda da desigualdade na distribuição de renda, que se acentuou a partir de 2001. De fato, entre 1995 e 2013 (último ano disponível da base usada para o cálculo - PNAD), o índice de Gini apresentou uma redução de 12,2%. Conforme assinalado pela literatura especializada, vários são os fatores que podem explicar este fenômeno, entre os quais se destacam a educação, o mercado de trabalho e as transferências governamentais (Barros et al. (2007b), Soares et al. (2007), Hoffmann e Ney (2008), Soares (2011)).

Devido à política de valorização do salário mínimo, que testemunhou um aumento real de 116,3% entre 1995 e 2015, e a crescente formalização das relações de trabalho no período, as atenções têm se voltado para o papel que o mercado de trabalho, e em particular, o salário mínimo, teria na evolução recente da desigualdade de renda. O comportamento simétrico da evolução do salário mínimo e do índice de Gini a partir do plano de estabilização monetária (Plano Real), conforme o gráfico 2, sugere fortemente essa linha de investigação. Pelo canal do rendimento do trabalho, o efeito seria direto à medida que mais trabalhadores se formalizando teriam direito a ganhos compatíveis com o salário mínimo.

Gráfico 2: Séries de salário mínimo real* e índice de Gini** (1940 – 2015)



*SM real: valor do SM de setembro de cada ano deflacionado para abril de 2015 (em R\$).

**Índice de Gini: calculado usando o rendimento domiciliar *per capita* a partir da PNAD, disponível de 1976 a 2013, mas indisponível nos anos de Censo (1980, 1991, 2000, 2010) e em 1994. Para os anos indisponíveis a partir do início da série fez-se uma média geométrica entre os valores do ano anterior e do ano seguinte.

Fonte: IPEADATA. Elaboração própria.

De fato, vários trabalhos têm procurado estimar a relação entre salário mínimo e desigualdade na distribuição de salários, usando dados das PNADs. Menezes-Filho e Rodrigues (2009), por exemplo, analisando o período entre 1981 e 1999 por meio de uma abordagem semiparamétrica (DFL, 1996), observam que a perda de valor real do SM no período teria contribuído para o aumento da dispersão salarial. Assim, o efeito do SM explicaria pelo menos 17% da variação do Gini e 6,5% da variação do Theil entre trabalhadores do sexo masculino, e 40% da variação do Gini e 25% da variação do Theil (ordem inversa⁴⁰) entre trabalhadoras. Na ordem direta da decomposição (com o SM sendo a primeira covariada), o SM explicaria 73% da variação do Gini e 66% da variação do Theil para os homens, e 123%⁴¹ da variação do Gini e 107% da variação do Theil para as mulheres.

Firpo e Reis (2007), comparando medidas de desigualdade como Gini e Theil, analisam período posterior (entre 2001 e 2005), em que se observa a redução da dispersão de salários. Seu trabalho mostra que a contribuição do valor do SM para a queda da desigualdade de salários foi de 36,1%, quando se usa o índice de Gini, 29,9%, quando se usa o índice de Theil T e 60,1%, quando se usa o índice de Theil L. A maior contribuição

⁴⁰ Os autores utilizam um método de decomposição no qual a ordem em que as variáveis explicativas são colocadas no modelo interfere nos resultados a que se chega. Neste sentido, o usual é colocar a variável de interesse como primeira variável explicativa (ordem direta) e como última (ordem inversa), o que resultaria no efeito máximo e mínimo estimado.

⁴¹ É possível um efeito acima de 100%, uma vez que outras variáveis podem ter efeitos com sinais opostos, resultando numa soma final igual a 100.

encontrada, a do índice de Theil L, privilegia a cauda inferior da distribuição de renda, indicando a importância do salário mínimo para elevar a renda dos mais pobres.

Neder e Ribeiro (2010), também utilizando a metodologia de DFL (1996), mas para investigar um período mais recente, entre 2002 e 2008, concluem que a contribuição do valor do SM para a queda recente da desigualdade atingiu patamares elevados, seja na decomposição direta (67,6% da queda do índice de Gini para homens e 69,2% para mulheres) seja na inversa (28,7% da queda do Gini para homens e 49,4% para mulheres). O efeito mais intenso entre as mulheres confirma o achado de Menezes-Filho e Ribeiro (2009).

Para o período entre 2004 e 2011, Komatsu (2013) reafirma os resultados encontrados por Menezes-Filho e Ribeiro (2009), utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e a metodologia proposta por DFL (1996). Neste exercício, o autor encontra que quando a ordem de decomposição começa com o salário mínimo, este contribui para explicar 68,6% da queda da desigualdade de salários medida pelo Índice de Gini entre homens e 92,1% entre mulheres. Quando se utiliza o Índice de Theil, as porcentagens de contribuição são, respectivamente, 58,1% e 57,9%. Conforme as conclusões do autor, a variação real do SM no período contribuiu significativamente para a redução da dispersão salarial, principalmente na cauda inferior da distribuição (diferencial 5-95 e 10-90). Mesmo quando a decomposição é feita na ordem inversa (SM por último), o efeito desconcentrador do SM permanece, porém o peso se reduz. O peso do SM para a redução da razão 5-95 (decomposição na ordem inversa) é de 17,9% para homens e de 21,6% para mulheres.

Ferreira et al. (2014), analisando a distribuição de salários entre 1995 e 2012 com base na PNAD, estimam que a valorização do salário mínimo no período esteve associada com um pequeno aumento na desigualdade de 1,2 pontos de Gini para o período como um todo. No entanto, os autores encontram um efeito desconcentrador do salário mínimo entre 2004 e 2012, devido à redução da proporção de trabalhadores recebendo abaixo do piso.

Poucos trabalhos examinam a relação entre salário mínimo e seguridade social (aposentadorias, pensões e outros benefícios constitucionais), outro possível canal de distribuição de renda. Diferentemente do que ocorre em outros países, no Brasil, o salário mínimo é o piso da seguridade social e sua valorização na última década pode ter contribuído para reduzir a desigualdade na distribuição dos rendimentos previdenciários.

Dentre estes, destaca-se o estudo de Saboia (2007), que faz simulações para o período 1995-2005, considerando tanto a renda do trabalho quanto a renda de aposentadorias e pensões e o Benefício de Prestação Continuada (BPC). Os resultados indicam que enquanto 62% da queda do índice de Gini da distribuição de salários podem ser atribuídos ao SM, esta proporção chega a 82% no caso do Gini da distribuição de aposentadorias e pensões e a 64% para o Gini da distribuição do rendimento familiar *per capita*.

O quadro baixo sumariza essas contribuições e os efeitos encontrados na literatura.

Quadro 2: Literatura empírica nacional

Autores	Período	Análise	SM real	Efeito	Contribuição do SM
Menezes-Filho e Rodrigues	1988-1999	salários	queda	concentrador	17% Gini (homens), 40% (mulheres) - ordem inversa
Firpo e Reis	2001-2005	salários	aumento	desconcentrador	36,1% Gini
Neder e Ribeiro	2002-2008	salários	aumento	desconcentrador	28,7% Gini (homens), 49,4% (mulheres) - ordem inversa
Komatsu	2004-2011	salários	aumento	desconcentrador	17,9% da razão 5-95 (homens), 21,6% (mulheres) - ordem inversa
Dias et al	2002-2007	salários	aumento		aumento da remuneração da cauda inferior da distribuição salarial
Ferreira et al	1995-2012	salários	aumento	concentrador	aumento de 1,2 pontos de Gini
Saboia	1995-2005	renda	aumento	desconcentrador	62% Gini (trabalho), 82% Gini (previdência), 64% Gini (rfpc)

Portanto, parece haver certo consenso na literatura nacional de que a valorização do salário mínimo nas últimas décadas teve um papel importante na redução da dispersão salarial no Brasil, o que contribui para a redução da desigualdade de renda uma vez que a remuneração do trabalho é a principal parcela da renda total das famílias. Contudo, com exceção do trabalho de Saboia, os estudos não levam em conta o fato de o SM ser o piso oficial da Seguridade Social (Previdência e Assistência), deixando de considerar este possível canal distributivo do SM. Logo, podemos concluir que ainda há espaço para se estimar o efeito global do salário mínimo na queda da desigualdade de renda ocorrida nos últimos anos no Brasil, o que tentaremos fazer nos próximos capítulos.

II.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente capítulo pretendeu apresentar o desenvolvimento da literatura que estuda as relações da política de salário mínimo com o mercado de trabalho, especificamente sua relação com a distribuição de renda.

A primeira seção se debruçou sobre os efeitos esperados pela teoria econômica da imposição de um piso salarial sobre o nível de emprego do mercado de trabalho. Enquanto o modelo neoclássico padrão espera que aumentar o salário mínimo sempre tenha efeitos negativos sobre o emprego, os novos modelos desta corrente teórica flexibilizaram alguns pressupostos, aproximando-se mais da realidade econômica, permitindo que aumentos do piso tivessem efeitos neutros ou até mesmo positivos sobre o emprego. Os principais modelos são os de monopsonio, de busca e de salário eficiência. Alguns trabalhos empíricos para os EUA mostram que a política de salário mínimo pode não ter efeitos negativos sobre o emprego, tendo as empresas outras formas de ajustes frente ao aumento de custos gerados

pela elevação do valor dos salários. No Brasil, os efeitos sobre o emprego se concentram no curto prazo e são de pequena magnitude, não justificando grande preocupação com possíveis efeitos adversos de uma política de valorização do salário mínimo.

A seção dois apresentou os trabalhos que buscam mensurar empiricamente a relação entre salário mínimo e desigualdade de salários. No debate americano ainda não há consenso se o aumento da dispersão salarial dos anos de 1980 se deveu à desvalorização do salário mínimo no período ou à hipótese de mudança tecnológica com viés em qualificação (SBTC). Contudo, é inegável a importância do salário mínimo para explicar o comportamento da cauda inferior da distribuição salarial no país. No Reino Unido e na França, há certo consenso de que a imposição de um piso salarial nacional contribuiu positivamente para a redução da desigualdade de salários. Na América Latina, onde o salário mínimo cumpre outros papéis além de piso do mercado de trabalho, as principais explicações para o comportamento da desigualdade de renda são institucionais (SM e sindicatos) e mudanças no retorno à qualificação, ocorridas com o aumento da escolarização básica da região.

A literatura nacional que relaciona salário mínimo e desigualdade de salários também é, de certa forma, consensual sobre o papel desconcentrador que o piso teve nos últimos anos. Assim como na literatura americana, também no Brasil períodos de redução do valor do salário mínimo, como o analisado por Menezes-Filho e Rodrigues (2009), coincidem com aumento da desigualdade salarial. Por outro lado, em períodos em que o salário mínimo se valorizou, a desigualdade salarial se reduziu como atestam os trabalhos de Komatsu (2013), Neder e Ribeiro (2010) e Firpo e Reis (2007), o que também ocorre, por exemplo, na França (Piketty, 2014) e na Colômbia (Maloney e Mendez, 2004).

Contudo, poucos estudos levam em conta o papel distributivo que o salário mínimo tem como piso dos benefícios previdenciários (aposentadorias e pensões) e assistenciais (Benefício de Prestação Continuada – BPC) no Brasil, o que abre uma lacuna para novos trabalhos na área. Nos capítulos seguintes, pretendemos contribuir para este debate buscando mensurar o efeito global do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período recente.

Enquanto no capítulo III vamos analisar os efeitos da política de salário mínimo sobre a distribuição de rendimentos do trabalho, no capítulo IV nosso foco de análise é a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*. A contribuição que esperamos dar através do próximo capítulo é a utilização de um método relativamente novo que possui a propriedade de seus resultados não serem influenciados pela ordem em que se faz a decomposição, o que é um avanço na literatura especializada neste tipo de metodologia. Por outro lado, no capítulo IV esperamos contribuir através da mensuração do efeito global do salário mínimo para a redução recente da desigualdade de renda no Brasil, pela incorporação dos efeitos da Seguridade Social.

CAPÍTULO III: SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE DO RENDIMENTO DO TRABALHO NO BRASIL

III.1 INTRODUÇÃO

Como vimos nos capítulos anteriores, parece consensual a importância da renda do trabalho para a redução recente da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, bem como o papel relevante da política de valorização do salário mínimo. Conforme dados do IPEADATA, entre 1995 e 2011, o índice de Gini para a distribuição de renda domiciliar *per capita* teve uma queda de 11,5%, passando de 0,6005 para 0,5314, enquanto o salário mínimo⁴² teve um aumento real de 90,6% passando de R\$285,94 para R\$545,00. Os valores bem como as variações entre os períodos do salário mínimo, do índice de Gini, do Produto Interno Bruto (PIB) e da inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) são apresentados na tabela seguinte.

Tabela 1:

	1995	1998	2002	2006	2011
SM real (em R\$ de 2011)*	285,94	307,50	352,15	460,88	545,00
Gini (rdpc)**	0,6005	0,6002	0,5893	0,5630	0,5314
Gini (trabalho) - ocupados 40 h/semana***	0,5900	0,5797	0,5580	0,5282	0,4982
Gini (trabalho) - ocupados****	0,6248	0,6125	0,5915	0,5638	0,5263
PIB a preços de 2013 (em bilhões de R\$)**	2890,73	3053,65	3321,16	3808,29	4678,74
INPC (% a. a.)**	22,0	2,5	14,7	2,8	6,1
Variação	<i>1998-1995</i>	<i>2002-1998</i>	<i>2006-2002</i>	<i>2011-2006</i>	<i>2011-1995</i>
SM real	7,5%	14,5%	30,9%	18,3%	90,6%
Gini (rdpc)	-0,1%	-1,8%	-4,5%	-5,6%	-11,5%
Gini (trabalho) - ocupados 40 h/semana	-1,8%	-3,7%	-5,3%	-5,7%	-15,6%
Gini (trabalho) - ocupados	-2,0%	-3,4%	-4,7%	-6,6%	-15,8%
PIB a preços de 2013	5,6%	8,8%	14,7%	22,9%	61,9%
Acumulado do INPC (%)	37,9	40,4	39,1	31,1	128,5

*Deflator proposto por Foguel e Corseuil, 2002.

Fonte: **IPEADATA, ***Elaboração própria com dados da PNAD.

Considerando apenas a distribuição de rendimentos no trabalho principal para os ocupados com jornada igual ou acima de 40 horas semanais, temos que o índice de Gini se reduziu de 0,5900 para 0,4982 entre 1995 e 2011, ou seja, a desigualdade de rendimentos diminuiu 15,6%, 4,1 pontos percentuais a mais que a distribuição de renda. A redução é ainda

⁴² Foram considerados os valores nominais do SM para setembro de cada ano, uma vez que este é o mês de referência da PNAD, que é utilizada para calcular o Índice de Gini. A série do SM é deflacionada para 2011 utilizando-se o deflator para pesquisas domiciliares proposto por Foguel e Corseuil (2002).

maior quando analisamos a distribuição de rendimentos no trabalho principal para todos os ocupados (15,8%), em que o índice de Gini era maior, relativamente ao da renda total, em 1995 (0,6248) e se torna menor em 2011 (0,5263).

Quando se subdivide o período 1995-2011 de acordo com os períodos de governo a partir do primeiro mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC) até o segundo mandato do governo do presidente Luís Inácio Lula da Silva (Lula), observa-se uma tendência similar da intensidade do aumento real do salário mínimo e da queda do índice de desigualdade de rendimentos para os ocupados com jornada de pelo menos 40 horas semanais. Enquanto o salário mínimo se valorizou principalmente nos dois governos Lula, estes também foram os períodos de maior queda do índice de Gini para rendimentos (entre 5 e 6%). O período de menor ganho real de valor do SM foi entre 1995 e 1998 (7,5%), período pós-estabilização cambial, que coincide com a taxa de queda menor da medida de desigualdade de rendimentos (1,8%). Portanto, o fato estilizado acima mostra que a política de valorização do salário mínimo e a queda da desigualdade dos rendimentos do trabalho ocorrem simultaneamente neste período.

O objetivo deste capítulo é mensurar o efeito do salário mínimo na redução da desigualdade de rendimentos, usando uma metodologia frequentemente utilizada na literatura de economia do trabalho para decompor as diferenças de rendimentos do trabalho entre grupos, conhecida como decomposição de Oaxaca-Blinder. O método de decomposição de Oaxaca-Blinder padrão mensura as diferenças médias no logaritmo dos salários entre grupos, dividindo o diferencial salarial em uma parte explicada (efeito composição) pelas diferenças em características de produtividade, como educação e experiência, e uma parte residual (efeito estrutura) não explicada por variáveis que convencionalmente determinam os salários no mercado de trabalho, que pode ser tanto discriminação do mercado de trabalho quanto diferenças em variáveis não observadas, como habilidade, por exemplo (Jann, 2008). Dentre as variáveis que explicam o diferencial salarial entre grupos, que no nosso caso serão pares de anos, enfatizaremos a contribuição do salário mínimo para as mudanças ocorridas na distribuição de salários.

Além das diferenças médias no logaritmo dos salários, utilizaremos a decomposição de Oaxaca-Blinder para outras estatísticas como os quantis 10, 50 e 90 e o índice de Gini, o que é possibilitado pela metodologia proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2007, 2009) em que a variável de análise é a função influência recentrada (RIF) do logaritmo dos salários.

Neste caso, é possível analisar mais detalhadamente em que parte da distribuição de salários o piso tem maior influência e como ele afeta a dispersão salarial. Para isto, utilizaremos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1995, 1998, 2002, 2006 e 2011 visando mapear o comportamento da distribuição de salários nos dois governos do presidente FHC e nos dois governos do presidente Lula. Como 2010 é ano de Censo, utilizaremos a PNAD seguinte para fechar o segundo governo Lula.

Optamos por dividir o período 1995-2011 em subperíodos para melhor observar as mudanças na distribuição de rendimentos do trabalho e o papel do SM em cada subperíodo,

visto que a intensidade de valorização do piso nem sempre foi a mesma, conforme tabela 1. Enquanto, entre 1995 e 1998, o salário mínimo nominal teve um aumento de 30%, o salário mínimo real se valorizou apenas 7,5%. O período seguinte, contudo, foi mais favorável uma vez que o salário mínimo nominal obteve reajustes mais expressivos, 53,8%, e o salário mínimo real teve um incremento de 14,5% entre 1998 e 2002.

No final do ano de 2004 ocorreu a I Marcha do Salário Mínimo em Brasília visando estabelecer uma política permanente de recuperação do valor real do piso salarial, sendo criada, em 2005, a Comissão Quadripartite do Salário Mínimo para discutir tal política. Além disso, foi enviada ao presidente em exercício uma carta que propunha a correção do mínimo pela variação do PIB passado e pela inflação do período corrente. Assim, as pressões sindicais por uma regra clara de reajuste que recompusesse o valor real do salário mínimo fizeram com que os reajustes deste período fossem mais robustos: 75% em termos nominais e 30,9% em termos reais entre 2002 e 2006.

A partir de 2007 passou-se a corrigir o valor do salário mínimo pela variação do PIB do ano $t-2$ mais a inflação (INPC) do ano $t-1$. Desta forma, entre 2006 e 2011, com a nova regra em vigor, o reajuste nominal do salário mínimo foi de 55,7% e o real foi de 18,3%. Ou seja, com a imposição da regra, os reajustes foram menores que os do subperíodo imediatamente anterior. Como os critérios (PIB e inflação) deste período foram mais favoráveis, isto leva-nos a especular se os reajustes do subperíodo anterior foram muito generosos devido às pressões por uma política de valorização do piso salarial.

Como visto no capítulo anterior, alguns autores já estimaram a contribuição do salário mínimo para as alterações na distribuição de rendimentos do trabalho. Menezes-Filho e Rodrigues (2009) encontram um efeito concentrador do salário mínimo entre 1988 e 1999, período de desvalorização real do piso salarial, enquanto Komatsu (2013) estima um efeito distributivo do salário mínimo entre 2004 e 2011, período no qual o piso se valorizou. Contudo, estes autores utilizam a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), cuja decomposição tem a propriedade de ser *path dependent*, ou seja, o resultado da decomposição é alterado pela ordem em que as variáveis de controle são usadas no modelo. A contribuição deste capítulo para a literatura nacional de desigualdade é, portanto, aplicar um método *path independent* (Firpo, Fortin e Lemieux, 2009) para analisar a contribuição da política de salário mínimo na redução da desigualdade de rendimentos no Brasil. Ferreira et al. (2014) analisam os determinantes da redução da desigualdade de salários no Brasil entre 1995 e 2012 utilizando a metodologia FFL e encontram um efeito concentrador do salário mínimo no período⁴³. Contudo, como veremos no decorrer do capítulo, nossa estratégia de identificação do efeito do salário mínimo é diferente da adotada pelos autores, permitindo uma análise mais ampliada de seus efeitos. Portanto, pretendemos assim contribuir para este debate.

Este capítulo está organizado em três seções além desta introdução. Na primeira seção descreveremos a base de dados e a metodologia que utilizaremos para quantificar o efeito do salário mínimo sobre a distribuição de rendimentos do trabalho. A seção dois

⁴³ Este trabalho chegou ao nosso conhecimento depois que a análise de dados deste capítulo já estava finalizada.

apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na decomposição, buscando caracterizar as mudanças de composição da força de trabalho brasileira no período analisado. A seção três trará os resultados das estimações para os efeitos composição, que é a parte explicada pelas características dos grupos analisados, e estrutura, que é a parte devida a diferenças no retorno às características entre os grupos, na dispersão dos rendimentos do trabalho. No efeito composição, analisaremos a média, o Gini, os percentis 10, 50 e 90 e as diferenças interquantílicas 90-10 e 50-10. Este efeito é o comumente detalhado na literatura de métodos de decomposição. No entanto, vamos utilizar uma metodologia que permite detalhar também o efeito estrutura, o que faremos apenas para o índice de Gini, devido às dificuldades de interpretação destes resultados, que nem sempre são intuitivos⁴⁴. Por fim, teceremos as considerações finais.

Dentre os principais resultados encontrados temos que, entre 1995 e 2011, o salário mínimo exato teve um efeito desconcentrador da ordem de 22,1% na variação total do Gini, dos quais 11,8% se devem ao efeito composição e 10,4% se devem ao efeito estrutura. Considerando um efeito expandido do SM, ou seja, levando em conta possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário, a contribuição deste para a redução do Gini foi de 46,6%, sendo o efeito composição responsável por 30,9%.

III.2 METODOLOGIA

III.2.1 Base de dados

Para realizar as decomposições utilizaremos os microdados da PNAD para os anos de 1995, 1998, 2002, 2006 e 2011. Cada par de anos corresponderá a um governo: 1995 a 1998 (primeiro FHC), 1998 a 2002 (segundo FHC), 2002 a 2006 (primeiro Lula) e 2006 a 2011 (segundo Lula). Ainda que o segundo mandato do presidente FHC tenha começado em 1999, repetiremos sempre o último ano de cada governo como início do seguinte para não ter quebra do período analisado e o primeiro ano do governo Dilma Rousseff é incluído uma vez que o fechamento do segundo Lula ocorre em ano de Censo, em que não se realiza a PNAD.

Optamos por utilizar a PNAD por se tratar da pesquisa de maior abrangência geográfica disponível no país, uma vez que considera todo o Brasil, diferentemente de pesquisas mais específicas de emprego como a Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE), que leva em conta apenas seis áreas metropolitanas. A PNAD também é preferível a registros administrativos de emprego como a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS/MTE) por considerar tanto o setor formal quanto o informal do mercado de trabalho. Conforme o IBGE, a PNAD investiga anualmente, de forma permanente, características gerais da população, de educação, trabalho, rendimento e habitação, sendo seu levantamento um importante instrumento para formulação, validação e avaliação de políticas orientadas para o desenvolvimento socioeconômico e a melhoria das condições de vida no Brasil.

⁴⁴ Em trabalhos futuros, outras estatísticas de desigualdade serão mais bem exploradas.

A escolha dos períodos a serem analisados se pautou nos últimos quatro governos desde a estabilização monetária ocorrida com o Plano Real, uma vez que analisar rendimentos em períodos anteriores seria uma tarefa mais difícil devido às mudanças de moeda.

A amostra utilizada será composta pelos ocupados⁴⁵ maiores de 10 anos que trabalham pelo menos 40 horas semanais. Optou-se por não considerar o trabalho parcial⁴⁶, uma vez que seu uso pode distorcer os resultados, pois o salário mínimo pode ser pago a um trabalhador com jornada de 20 horas semanais. Em cada par de anos utilizado na decomposição da renda do trabalho a amostra possui, em média, 220 mil observações.

III.2.2 Método

Neste capítulo estamos interessados em identificar o impacto do salário mínimo na queda da desigualdade de salários no Brasil, no período de 1995 a 2011 e para diferentes subperíodos, enfatizando seu papel para o mercado de trabalho formal e informal. Para atingir tal objetivo, iremos decompor diferentes estatísticas da distribuição da renda do trabalho de forma a identificar a contribuição da política de SM nas suas variações ao longo do período. Como os recebedores do salário mínimo se localizam geralmente entre o segundo e o terceiro decis da distribuição de rendimentos do trabalho, é importante não analisar apenas as diferenças de média entre os anos de cada subperíodo, mas também estatísticas que levam em conta outros pontos da distribuição como as diferenças interquantílicas e a dispersão salarial medida pelo índice de Gini. A diferença interquantílica 90-10, por exemplo, é a razão entre a variação no tempo do valor do percentil 90 e a variação no tempo do percentil 10. Assim, caso entre dois pontos no tempo o percentil 10 se valorize mais que o percentil 90, a razão 90-10 tende a se reduzir.

Métodos de decomposição são muito úteis para separar as diferenças entre grupos ou entre períodos de uma variável, como o rendimento do trabalho. Parte das diferenças pode ser explicada pela composição de características conhecidas dos grupos. Outra parte não é explicada por tais características, podendo representar tanto diferenças no retorno a características observadas, que são medidas pelos coeficientes, quanto diferenças em características não observadas (resíduo).

O caso clássico de aplicação de métodos de decomposição é a análise do diferencial salarial entre homens e mulheres (Oaxaca, 1973), onde parte se deve a diferenças de qualificação e experiência entre os grupos, e parte é atribuída à discriminação da mulher no mercado de trabalho, ou seja, haveria diferenças em como o mercado precifica as características usuais de produtividade de cada grupo. Para este exemplo, suponha que w_{is}

⁴⁵ Os trabalhadores na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso são excluídos da análise pela especificidade do tipo de ocupação. Ainda que o IBGE o classifique como ocupado, não é esperado que uma política de piso salarial afete tais trabalhadores que usualmente não recebem remuneração pelo trabalho que executam.

⁴⁶ No par de anos 1995 e 2011, por exemplo, a amostra de ocupados com jornada integral era de 225.425 pessoas. O número de ocupados com jornada parcial excluídos da análise foi de 75.640 pessoas.

seja o logaritmo do salário do indivíduo i pertencente ao grupo de sexo s . Assim, o salário é determinado por:

$$(1) \quad w_{is} = X_{is}\beta_s + e_{is} ,$$

onde X_{is} é um vetor de características observáveis, e_{is} é o conjunto de fatores não observáveis e β_s é o vetor de parâmetros. Assume-se que $E(e_{is}|X_{is}) = 0$, ou seja, que os resíduos sejam independentes de X .

Como em Oaxaca-Blinder, a diferença em média dos rendimentos entre homens e mulheres pode ser representada como na equação 2:

$$(2) \quad \bar{w}_H - \bar{w}_M = (\bar{X}_H - \bar{X}_M)\hat{\beta}_H + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)\bar{X}_M$$

Logo, é possível decompor a diferença em média dos salários entre os dois grupos em uma parte explicada pelas características (efeito composição) e outra parte devida a diferenças no retorno às características entre os grupos (efeito preço ou estrutura).

Várias dificuldades metodológicas surgem dependendo do tipo de método de decomposição aplicado. As principais decorrem: 1) da incapacidade de se incorporar efeitos de equilíbrio geral; e 2) da impossibilidade de detalhar, em boa parte dos métodos, o efeito de cada uma das covariadas na parte não explicada, ou seja, detalhar o efeito estrutura.

Neste capítulo vamos fazer a decomposição de Oaxaca-Blinder padrão⁴⁷ na qual são decompostas as diferenças médias do logaritmo do rendimento do trabalho em uma parte devida à composição dos grupos, no caso, pares de anos, e outra devida ao efeito estrutura. Adicionalmente, faremos a decomposição para o índice de Gini, quantis e diferenças interquantílicas. Através da regressão quantílica, é possível analisar o comportamento de cada ponto da distribuição e também estabelecer relações entre os coeficientes estimados para cada covariada entre quantis diferentes. A diferença interquantílica 50-10, por exemplo, faz a diferença entre os coeficientes estimados para a mediana e o primeiro decil de cada variável utilizada como controle no modelo, como por exemplo educação. Esta análise é importante por mostrar como determinada variável afeta diferentemente dois pontos da distribuição.

Na decomposição para o Gini e para os quantis utilizaremos o método proposto por FFL (2009), que permite ir além da média e consiste em estimar uma regressão similar à regressão padrão, porém usando como variável dependente a função influência recentrada (RIF) da estatística de interesse (quantil, variância, Gini, etc.).

A função influência (IF), proposta por Hampel (1974), representa a influência de uma observação individual sobre a estatística distribucional, ou seja, representa a perturbação que a alteração de uma observação individual gera na estatística de interesse. Tomando y como a variável de análise, v como a estatística de interesse de y e F como a função distribuição acumulada de y , temos:

⁴⁷ Para evitar o problema de escolha do grupo de referência na decomposição de Oaxaca, optamos pela opção “pooled” que utiliza os coeficientes do modelo com os dois grupos (anos 1995 e 2011, por exemplo) juntos ao invés de usar os coeficientes de um dos grupos (opção weight#).

(3) $IF(y; v, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} (v(F_\epsilon) - v(F)) / \epsilon$, onde

(4) $F_\epsilon(y) = (1 - \epsilon)F + \epsilon\delta_y$, $0 \leq \epsilon \leq 1$ e δ_y é a medida de probabilidade que coloca a massa 1 no valor y .

A versão recentrada da função influência RIF ($y; v$) é dada pela soma entre a estatística de interesse e a perturbação IF:

(5) $RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v)$

Estamos particularmente interessados nas diferenças entre dois pontos no tempo, o ano A e o B, por exemplo. Logo, seguindo, Firpo, Fortin e Lemieux (2011), para um dado indivíduo i , considere a remuneração que seria auferida no ano A (Y_{0i}) e no ano B (Y_{1i}). Para cada indivíduo i observamos o salário $Y_i = Y_{0i}(1 - T_i) + Y_{1i}T_i$, onde $T_i = 1$ se o indivíduo é observado no ano B e $T_i = 0$ se o indivíduo é observado no ano A.

Se Δ_O^v é a mudança total entre A e B da estatística de interesse v (variância, por exemplo), temos que:

(6) $\Delta_O^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})$, isto é, a diferença entre a variância da remuneração no ano A e a variância da remuneração no ano B.

Subtraindo e somando o termo contrafactual $v(F_{Y_1|T=0})$ (variância quando temos as características X do ano A e retornos β do ano B) à equação 6 temos que:

(7) $\Delta_O^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0}) + v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})$

onde

$\Delta_S^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0})$ é o efeito estrutura (diferença no retorno)

$\Delta_X^v = v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})$ é o efeito composição (diferença em características).

O problema é encontrar $v(F_{Y_1|T=0})$, a estatística de interesse contrafactual dos indivíduos observados em A que estariam com a estrutura de retornos do ano B. A metodologia FFL estima este contrafactual de forma não paramétrica, isto é, sem supor uma forma para a distribuição, e permite a separação de diferentes covariadas no efeito total, estrutura e composição para qualquer estatística de interesse usando uma regressão quantílica incondicional da função influência recentrada de Y sobre as variáveis explicativas X .

As vantagens, portanto, deste método são: (i) a decomposição pode ser feita para qualquer estatística de interesse, não só para a média como em Oaxaca-Blinder; e (ii) a decomposição detalhada tem a característica de ser *path independent*, ou seja, identifica o efeito composição e o efeito estrutura da renda para cada covariada de interesse sem que a ordem das covariadas X afete o resultado da decomposição. Em relação a esta última, a metodologia FFL resolve uma limitação existente nos principais métodos utilizados na literatura de decomposição, como o proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), onde a

ordem em que as variáveis são inseridas no modelo interfere no quanto cada variável contribui para as diferenças entre os grupos. Isto torna as conclusões dos estudos influenciadas pelos critérios utilizados na aplicação da metodologia, não sendo, portanto, totalmente isentos.

III.2.3 Variáveis do modelo

Neste capítulo, nossa análise recai sobre a variável rendimento mensal do trabalho principal⁴⁸. Optamos por não utilizar o rendimento horário, uma vez que no Brasil o salário mínimo é determinado em base mensal. Ademais, o SM ainda tem um efeito numerário ou unidade de conta no sentido de os trabalhadores receberem múltiplos de seu valor como remuneração, ainda que em menor medida que em décadas anteriores, uma vez que a Constituição de 1988 no inciso IV do artigo 7º proibiu a indexação de salários ao salário mínimo⁴⁹. Isto talvez não fosse captado com a utilização do rendimento horário.

Para captar tanto o efeito numerário quanto *spillovers* (vazamentos do efeito de reajuste do piso para remunerações em torno dele), foram criadas faixas de SM para o rendimento. Assim, a matriz *SM* na equação 8 engloba as *dummies* de salário mínimo: menos de 0,5 SM, de 0,5 a 0,9 SM, de 0,9 a 1,1 SM (faixa do SM exato)⁵⁰, de 1,1 a 1,5 SM, de 1,5 a 2 SM e mais de 2 SM. Serão considerados, além de numerário (0,5 SM, 1,5 SM), *spillovers* os vazamentos para as faixas 0,5 a 0,9 e 1,1 a 1,5 SM. Portanto, um efeito expandido do SM seria captado através do intervalo de 0,5 a 1,5 SM.

Tabela 2: Valores correspondentes a cada faixa de salário mínimo* – 1995-2011

Faixa de salário mínimo	1995	1998	2002	2006	2011
0,5 SM	143	154	176	230	273
0,9 SM	257	277	317	415	491
1 SM	286	308	352	461	545
1,1 SM	315	338	387	507	600
1,5 SM	429	461	528	691	818
2 SM	572	615	704	922	1090

*Em R\$ de 2011 (deflator proposto por Foguel e Corseuil, 2002). Elaboração própria.

As demais covariadas incluídas nas regressões refletem o que é usualmente inserido para explicar as variações da renda do trabalho: a matriz *X* incorpora as características individuais (idade, idade ao quadrado, cor, sexo, região de moradia, educação, condição na família) e a matriz *W*, as características da inserção no mercado de trabalho (setor de atividade, formalidade do trabalho).

⁴⁸ As variáveis de remuneração foram deflacionadas para 2011, usando o deflator para pesquisas domiciliares do IBGE proposto por Foguel e Corseuil (2002).

⁴⁹ Para detalhes do efeito numerário no Brasil, ver Neri et al. (1998).

⁵⁰ A faixa de SM exato será considerada aquela entre 0,9 e 1,1 SM. Este procedimento é comum na literatura para captar o receptor do salário mínimo, uma vez que o informante pode responder um valor um pouco acima ou abaixo no mês da entrevista caso tenha feito hora extra ou tido descontos no salário efetivamente recebido.

$$(8) \quad \ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 SM_i + \beta_2 X_i + \beta_3 W_i + \varepsilon_i$$

onde $\ln Y_i$ é o logaritmo neperiano do rendimento do trabalho principal do indivíduo i , β_0 é a constante do modelo, β_1 é o coeficiente associado à matriz SM , β_2 é o coeficiente relacionado à matriz X , β_3 é o coeficiente da matriz W e ε_i é o termo de erro estocástico.

Para considerar o efeito de cor, foi criada uma *dummy* de “não branco”, que inclui aqueles que se declararam pretos, pardos ou indígenas. Visando captar um efeito não homogêneo de cada ano adicional de escolaridade (efeito não linear), foram criadas faixas de anos de estudo: menos de 1 ano, de 1 a 3 anos, de 4 a 7, de 8 a 10 e 11 e mais.

Foram considerados formais os empregados com carteira (inclusive domésticos), os trabalhadores por conta própria e empregadores que contribuía à Previdência e os funcionários públicos e militares. De acordo com Reis et al. (2015), a utilização do critério contribuição à Previdência para trabalhadores por conta própria e empregadores leva à classificação de formalidade semelhante àquela quando se utiliza o critério de inscrição no Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ).

Para a construção da variável de setor, foi feita uma compatibilização da variável da PNAD “Grupamento de atividade no trabalho principal” (ver Apêndice Estatístico). Os setores resultantes desta compatibilização foram: Agricultura, Outras atividades industriais, Indústria de transformação, Construção, Comércio e reparação, Alojamento e alimentação, Transporte, armazenagem e comunicação, Administração pública, Educação, saúde e serviços sociais, Serviços domésticos, Outros serviços coletivos, sociais e pessoais e Outros.

Para captar o efeito de experiência utilizamos as variáveis idade e idade ao quadrado. Foram criadas as *dummies* mulher e chefe da família, além de *dummies* para as cinco grandes regiões geográficas do Brasil. As variáveis omitidas nas regressões nos casos de variáveis categóricas foram: homem, não chefe, branco, menos de 1 ano de estudo, informal, setor Agrícola, região Sul e faixa +2 SM.

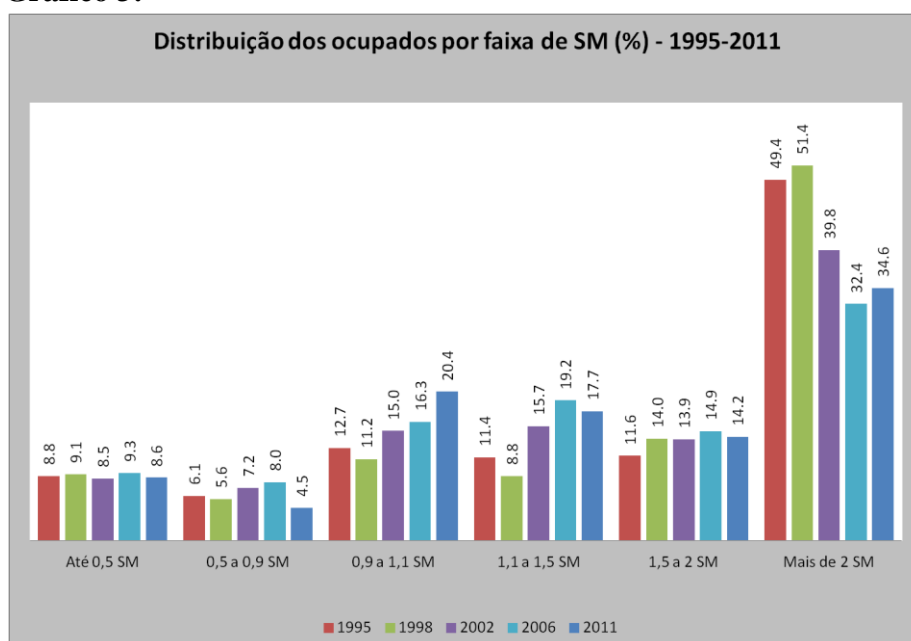
Conforme Jann (2008), em decomposições existe o problema de que os preditores de variáveis categóricas dependem da escolha da variável base a ser omitida. Para a parte explicada da decomposição isto não seria um problema crítico porque a contribuição total da variável categórica (soma das contribuições de cada categoria individual) não é afetada pela escolha da categoria base. Contudo, para a parte não explicada, mudanças na categoria base não só alteram os resultados das categorias individualmente, mas também a contribuição da variável categórica como um todo, uma vez que existiria um *tradeoff* entre a diferença em interceptos e a parte atribuída a diferenças nos coeficientes de inclinação. Para resolver este problema, Jann incorpora na implementação da decomposição de Oaxaca no *Stata* a opção “categorical” que identifica o conjunto de variáveis *dummies* representando a variável categórica e transforma os coeficientes para tornar a decomposição invariante à escolha da categoria omitida. Desta forma, utilizamos este ajuste na implementação da decomposição de Oaxaca para evitar o problema da escolha da categoria base.

III.3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Nesta seção mostraremos o comportamento das variáveis que utilizaremos nas decomposições e que retratam as mudanças de composição ocorridas no período 1995-2011.

O gráfico abaixo ilustra a distribuição dos ocupados com jornada de 40 horas ou mais por faixa de SM (matriz SM). O que se observa é um aumento do peso dos trabalhadores ganhando uma remuneração próxima ao salário mínimo (0,9 a 1,5 SM) e a redução do peso dos trabalhadores que recebem acima de 2 SM no período. Como o piso salarial teve um ganho real acima dos demais salários (aumento real de 90% entre 1995 e 2011), pessoas que antes ganhavam acima do mínimo se aproximaram dele, engrossando a faixa em torno do SM.

Gráfico 3:



Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Entre 1995 e 2011, o número de ocupados com jornada de 40 horas semanais ou mais aumentou em 38,4%, passando de 48,7 milhões de pessoas para 67,4 milhões. Se o peso da faixa que ganha próximo ao SM aumentou, isso indica que aumentou mais que proporcionalmente o número de ocupados com esta remuneração. A primeira faixa de remuneração parece não ser afetada pela valorização do SM, uma vez que seu peso se manteve em todo o período analisado. Contudo isto não significa que o aumento do SM não tenha aumentado o número de trabalhadores recebendo menos que 0,5 SM, significa apenas que este aumento foi proporcional ao do número de ocupados.

Merece destaque o comportamento da faixa imediatamente anterior à do salário mínimo exato (0,5 a 0,9 SM), na qual a valorização do piso salarial foi acompanhada por perda de participação de 1,6 pontos percentuais entre 1995 e 2011, sobretudo entre 2006 e 2011 (-3,5 p.p.). Este comportamento vai contra o que se espera, uma vez que a valorização

do piso tenderia a engrossar as faixas abaixo de 1 SM. Mas isto não aconteceu, indicando que os ocupados que recebiam entre 0,5 e 0,9 SM acompanharam de alguma forma a valorização do SM.

Analisando os subperíodos (tabela 1A do Anexo deste capítulo), observa-se que a faixa de 1 SM (0,9 a 1,1) aumentou de peso principalmente entre 1998-2002 (3,8 pontos percentuais) e entre 2006-2011 (4,1 p. p.), que foram períodos de grande valorização do SM (14,5% e 18,6%, respectivamente). A faixa subsequente (1,1 a 1,5 SM) também ganhou peso entre 1998 e 2002 (6,9 p. p.), bem como entre 2002 e 2006 (3,5 p. p.), em que o SM se valorizou 30,9%. Em contraposição, a faixa com ocupados que recebem mais de 2 SM perdeu participação no total de ocupados nos mesmos períodos (1998-2002 e 2002-2006), o que pode indicar que aqueles que estavam acima do SM não tiveram reajustes de mesma intensidade que a valorização real do SM, o que faria com que estes trabalhadores caíssem para faixas anteriores. Uma análise da remuneração média dos ocupados com jornada de 40 horas ou mais por semana pode dar um indicativo disso.

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas dos ocupados da nossa amostra em cada ano conforme sexo, cor, idade, escolaridade, condição na família, região geográfica, setor de atividade, *status* de formalidade e média da remuneração. O desvio padrão, bem como o número de ocupados (N) em cada ano se encontram na tabela 2A do Anexo.

Tabela 3: Estatísticas descritivas dos trabalhadores ocupados – 1995, 1998, 2002, 2006 e 2011

Variáveis	Ano				
	1995	1998	2002	2006	2011
Remuneração média (R\$ de 2011)	1201,83	1237,49	1117,45	1185,02	1341,68
Idade média (anos)	34,4	35,2	35,8	36,4	37,4
Escolaridade (%)					
Menos de 1 ano	13,7	11,6	9,7	6,8	7,5
De 1 a 3 anos	16,4	14,6	11,9	9,1	5,7
De 4 a 7	34,4	32,1	28,8	25,3	18,9
De 8 a 10	14,4	16,3	17,0	17,5	17,7
11 e mais	21,1	25,4	32,6	41,2	50,2
Região (%)					
CO	7,2	7,7	7,6	7,7	8,3
NE	23,9	23,7	23,5	22,6	21,7
Norte	4,0	4,4	5,1	5,5	5,7
SE	47,2	46,6	46,7	47,4	47,4
Sul	17,6	17,6	17,0	16,8	16,9
Dummies (%)					
Chefe da família	55,5	56,0	56,0	54,8	50,8
Mulher	30,1	30,9	32,6	34,4	36,1
Não branco	42,6	42,8	43,7	46,0	48,5
Formal	52,3	51,8	52,6	58,0	66,1
Setor de atividade (%)					

Agricultura	20,4	17,9	15,3	12,8	9,5
Outras atividades industriais	1,1	1,1	0,9	1,1	1,0
Indústria de transformação	16,7	15,9	16,1	16,8	15,1
Construção	8,2	9,1	9,1	8,4	10,3
Comércio e reparação	17,4	18,1	19,2	20,2	20,4
Alojamento e alimentação	4,2	4,3	3,9	4,1	5,3
Transporte, armazenagem e comunicação	5,1	5,5	5,7	5,6	6,5
Administração pública	5,0	4,9	5,2	5,3	5,6
Educação, saúde e serviços sociais	5,6	6,4	6,9	7,2	7,7
Serviços domésticos	7,2	6,9	6,9	6,4	5,6
Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	2,6	2,9	3,2	3,6	3,3
Outros	6,3	7,0	7,7	8,5	9,8

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Entre 1995 e 2011, a idade média dos ocupados aumentou três anos passando de 34,4 para 37,4. O período de maior aumento foi entre 2006 e 2011 (aumento de 1 ano).

Adicionalmente, observamos uma mudança no perfil educacional no mercado de trabalho brasileiro. O peso da baixa escolaridade, sobretudo a faixa entre 4 e 7 anos (fundamental incompleto) foi reduzido de 34,4% para 18,9% entre 1995 e 2011. O subperíodo 2006-2011 foi onde houve a maior redução de participação desta faixa (6,4 pontos percentuais). Ao mesmo tempo mais que dobrou o peso dos ocupados com pelo menos ensino médio completo (11 anos e mais), atingindo metade dos ocupados. A partir do segundo subperíodo esta faixa começa a ganhar peso dentre os ocupados, variando 7,2 p. p. entre 1998 e 2002, 8,6 p. p. entre 2002 e 2006 e 9,0 p. p. entre 2006 e 2011 (tabela 1A).

A maioria dos ocupados continua sendo de chefes de família, contudo houve uma redução da proporção de chefes entre 1995 e 2011 (4,7 p. p.), sobretudo entre 2006 e 2011 (4 p. p.). Ademais, aumentou a proporção de mulheres entre os ocupados (de 30,1% para 36,1%) no período.

Em termos de cor da pele, aumentou o peso do não branco entre os ocupados, sobretudo a partir de 2006. Enquanto em 1995, 42,6% dos ocupados eram não brancos, em 2006 esta proporção se elevou para 46%, chegando a 48,5% em 2011.

Quanto à distribuição regional dos ocupados, não houve grandes mudanças no período.

Entre 1995 e 2011, enquanto o número de ocupados aumentou em 18,7 milhões de pessoas, o número de trabalhadores formais aumentou ainda mais, em 19,1 milhões de pessoas. Neste período a proporção de trabalhadores formais passou de 52,3% para 66,1%, aumento de 13,8 pontos percentuais, dos quais 5,4 pontos ocorreram no subperíodo 2002-2006 e 8,1 pontos ocorreram entre 2006 e 2011. Portanto, observa-se um processo intenso de formalização do trabalho no Brasil a partir de 2002.

Na distribuição de ocupados segundo o setor de atividade se destaca a forte redução do peso do setor agrícola (10,9 p. p.) e o aumento do peso do comércio e reparação (2,9 p. p.), da construção civil (2,1 p. p.) e da educação, saúde e serviços sociais (2,0 p. p.) no período 1995-2011. Enquanto a agricultura perdeu espaço em todos os subperíodos, o setor de comércio e reparação aumentou sua participação, principalmente nos subperíodos 1998-2002 e 2002-2006. Por outro lado, foi entre 2006 e 2011 que a construção civil, os setores de alojamento e alimentação e de transporte, armazenagem e comunicação aumentaram sua participação entre os ocupados. Já educação, saúde e serviços sociais aumentaram sua participação principalmente entre 1995 e 1998 (0,7 p.p.).

Por fim, o rendimento médio evoluiu de forma bastante distinta do salário mínimo no período 1995-2011. Em 1995, o rendimento médio era de R\$1.201,83, quatro vezes maior que o piso salarial. Contudo, em 2011 esta relação caiu para 2,5 vezes, com o rendimento médio atingindo o valor de R\$1.341,68, um aumento de apenas 11,6%. Enquanto o salário mínimo quase dobrou em termos reais entre 1995 e 2011, com aumentos em todos os subperíodos, o rendimento médio aumentou apenas 3% entre 1995 e 1998, caiu 9,7% entre 1998 e 2002, voltou a crescer entre 2002 e 2006 (6,0%) e aumentou 13,2% entre 2006 e 2011. Este comportamento do rendimento médio pode indicar que os demais rendimentos do mercado de trabalho tiveram reajustes inferiores aos dados ao piso salarial, o que pode explicar, pelo menos em partes, o comportamento da distribuição dos ocupados em faixas de salário mínimo observado anteriormente. Além disso, a aproximação do SM do salário médio é um indicativo da redução da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho ocorrida entre 1995 e 2011.

Portanto, em paralelo à valorização do SM, diversas mudanças na composição do mercado de trabalho brasileiro ocorreram entre 1995 e 2011. Aumentou a ocupação e a formalização do trabalho, melhorou o nível educacional dos ocupados, aumentou a participação da mulher e do não branco no mercado de trabalho, houve uma forte redução do peso da agricultura e houve um reordenamento dos ocupados em faixas de salário mínimo com perda de participação das faixas mais altas e aumento da participação das faixas em torno do mínimo. Nossa decomposição buscará quantificar a contribuição de cada componente para a redução da desigualdade de rendimentos observada no período, dando ênfase à contribuição da política de salário mínimo.

III.4 RESULTADOS

III.4.1 Análise agregada

Começaremos pela decomposição padrão de Oaxaca-Blinder, que analisa a diferença de rendimentos médios entre os períodos, para em seguida analisarmos outros pontos da distribuição de rendimentos (p10, p50 e p90) e o índice de Gini. Os dados estão na tabela 4.

Tabela 4: Resultados Agregados da decomposição para Média, Gini e Percentis (10, 50 e 90)

	Média		Gini*		p10*		p50*		p90*	
	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)	
	Coeficiente	%	Coeficiente	%	Coeficiente	%	Coeficiente	%	Coeficiente	%
2011-1995										
Predição 2011	6.88		0.061		6.288		6.762		7.914	
Predição 1995	6.60		0.083		5.663		6.539		7.993	
Mudança total	0.28		-0.022		0.625		0.223		-0.079	
Efeito estrutura	0.36	128.5%	-0.028	126.0%	0.618	98.9%	0.475	213.0%	-0.199	251.7%
Efeito composição	-0.08	-28.5%	0.006	-26.0%	0.007	1.1%	-0.252	-113.0%	0.120	-151.7%
1998-1995 (FHC 1)										
Predição 1998	6.64		0.080		5.669		6.607		7.985	
Predição 1995	6.60		0.083		5.663		6.539		7.993	
Mudança total	0.05		-0.003		0.007		0.068		-0.009	
Efeito estrutura	-0.01	-19.1%	-0.005	191.0%	0.011	174.8%	0.018	26.2%	-0.110	1280.5%
Efeito composição	0.05	119.1%	0.003	-91.0%	-0.005	-74.8%	0.050	73.8%	0.101	-1180.5%
2002-1998 (FHC 2)										
Predição 2002	6.56		0.077		5.668		6.481		7.832	
Predição 1998	6.64		0.080		5.669		6.607		7.985	
Mudança total	-0.08		-0.003		-0.002		-0.126		-0.153	
Efeito estrutura	0.05	-58.8%	-0.008	286.1%	0.079	-4098.2%	0.120	-95.3%	-0.165	108.1%
Efeito composição	-0.13	158.8%	0.005	-186.1%	-0.081	4198.2%	-0.246	195.3%	0.012	-8.1%
2006-2002 (Lula 1)										
Predição 2006	6.67		0.070		5.852		6.533		7.889	
Predição 2002	6.56		0.077		5.668		6.481		7.832	
Mudança total	0.11		-0.007		0.185		0.053		0.057	
Efeito estrutura	0.19	177.0%	-0.010	132.3%	0.299	161.9%	0.180	342.9%	0.058	102.1%
Efeito composição	-0.08	-77.0%	0.002	-32.3%	-0.114	-61.9%	-0.128	-242.9%	-0.001	-2.1%
2011-2006 (Lula 2)										
Predição 2011	6.88		0.061		6.288		6.762		7.914	
Predição 2006	6.67		0.070		5.852		6.533		7.889	
Mudança total	0.21		-0.009		0.436		0.228		0.025	
Efeito estrutura	0.13	60.9%	-0.006	69.2%	0.240	55.2%	0.191	83.4%	-0.059	-231.8%
Efeito composição	0.08	39.1%	-0.003	30.8%	0.195	44.8%	0.038	16.6%	0.084	331.8%

*RIF Regression.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Entre 1995 e 2011, o logaritmo da remuneração média dos ocupados em jornada integral aumentou 4,2%, passando de 6,60 para 6,88. O subperíodo com maior variação positiva da média foi entre 2006-2011, aumento de 3,1% (de 6,67 para 6,88). Contudo, no subperíodo 1998-2002 houve uma redução de 1,3% (de 6,64 para 6,56).

Analisando os componentes da variação das médias entre 1995 e 2011 (tabela 4 coluna a), observa-se que o efeito composição contribuiu em 28,5% para reduzir o salário médio. Contudo, este efeito foi compensado pelo efeito estrutura que aumentou em 128,5% o rendimento médio. Desta forma, as mudanças no retorno às características preponderaram sobre as mudanças de composição ocorridas no período, resultando no aumento do rendimento médio. No entanto, o comportamento dos efeitos composição e estrutura não é uniforme entre os subperíodos. Enquanto entre 1995-1998 e entre 2006-2011 o efeito composição foi no sentido de aumentar a média do rendimento dos ocupados, nos períodos

1998-2002 e 2002-2006 ele agiu reduzindo o rendimento médio, sobretudo entre 1998-2002. Já o efeito estrutura só não contribuiu para aumentar o rendimento médio entre 1995 e 1998. E seu efeito positivo sobre a média do rendimento do trabalho foi mais intenso nos dois últimos subperíodos (2002-2006 e 2006-2011).

Quando analisamos outras medidas além da média, vemos que entre 1995 e 2011, o índice de Gini para o logaritmo do rendimento do trabalho principal dos ocupados se reduziu em 26,9%. A desigualdade de rendimentos diminuiu em todos os subperíodos. Enquanto o efeito composição contribuiu para concentrar a distribuição de rendimentos do trabalho, exceto pelo período 2006-2011, o efeito estrutura foi em sentido contrário, mais que compensando o efeito composição (tabela 4 coluna b).

Na decomposição do índice de Gini, podemos traçar um paralelo entre o efeito composição e o efeito estrutura e as diferenças entre grupos e intra grupos, advindas da decomposição de medidas de desigualdade feitas por Hoffmann (1991). Cabe lembrar que aqui os grupos são determinados com base nas variáveis explicativas inseridas nas regressões. Neste sentido, temos, por exemplo, um efeito composição relacionado à educação (diferença entre grupos de anos de estudo, que no nosso caso está definido em faixas) e um efeito estrutura (diferenças intra grupos de anos de estudo).

No período 1995-2011, o que se observa é uma redução das diferenças intra grupos (efeito estrutura) que prepondera sobre o aumento das diferenças entre grupos (efeito composição), levando a uma resultante desconcentradora.

Os subperíodos em que houve maior redução da desigualdade de rendimentos do trabalho foram os correspondentes ao governo Lula (2002-2006 e 2006-2011), que coincidem com os períodos de maior ganho real do SM. Enquanto nos governos de FHC a desigualdade se reduziu em torno de 3% em cada governo, nos governos Lula a taxa de redução foi na casa dos 10% em cada período. Cabe destacar que em quase todos os subperíodos a diferença entre grupos contribuiu para aumentar a dispersão salarial, exceto pelo segundo Lula. Isto porque o mercado de trabalho se tornou mais heterogêneo, com o aumento da participação da mulher, do não branco e dos de menor remuneração. A diferença intra grupos, por seu turno, teve papel desconcentrador em todos os subperíodos analisados.

Analisando os percentis p10 (10% mais pobres), p50 (mediana) e p90 (10% mais ricos) da distribuição de rendimentos do trabalho, vemos que o comportamento desses pontos da distribuição é bastante divergente. Entre 1995 e 2011, enquanto o rendimento dos 10% mais pobres aumentou 11,0%, a mediana aumentou em intensidade menor, 3,4%, e o rendimento dos 10% mais ricos caiu 1,0%.

Quando se observa cada subperíodo, tem-se que o rendimento dos 10% mais pobres foi pouco afetado durante o governo FHC, aumentando 3,3% no primeiro governo Lula e 7,4% no segundo Lula. Por outro lado, a mediana da distribuição de rendimentos aumentou 1,0% entre 1995 e 1998, caiu 1,9% entre 1998-2002, voltando a aumentar nos dois mandatos do presidente Lula, sobretudo no segundo (3,5%). Em relação ao rendimento do p90, houve certa estabilidade no primeiro FHC (-0,1%), redução no segundo FHC (-1,9%) e pequeno

aumento nos governos Lula (0,7% e 0,3%, respectivamente). Portanto, parece haver uma melhora nos rendimentos do trabalho a partir de 2002, principalmente para a cauda inferior da distribuição. A evolução negativa da mediana e do p90 entre 1998 e 2002 pode ser reflexo da crise cambial de 1999.

Portanto, a redução da desigualdade da distribuição de rendimentos do trabalho parece ter causas distintas nos períodos 1995-2002 e 2002-2011. Enquanto entre 1995 e 2002 parece ter se devido mais ao comportamento desfavorável da cauda superior da distribuição, no período 2002-2011 a redução da dispersão salarial foi graças ao comportamento mais favorável da cauda inferior da distribuição.

Analisando os efeitos composição e estrutura para estes pontos da distribuição (colunas c, d, e da tabela 4), observa-se que entre 1995 e 2011, o efeito composição contribuiu para reduzir a mediana e aumentar o rendimento tanto dos 10% mais ricos quanto dos 10% mais pobres. Porém, o efeito estrutura mais que compensou o efeito composição e determinou o comportamento da diferença, que como vimos anteriormente, foi de aumento do rendimento do p10 e do p50, e queda do rendimento do p90.

Para os 10% mais pobres, o efeito composição só foi positivo no segundo governo Lula, contribuindo com 44,8% do aumento do rendimento deste percentil entre 2006 e 2011. Já o efeito estrutura foi positivo em todos os subperíodos para o p10. Em relação à mediana (p50), o efeito composição foi positivo apenas nos subperíodos 1995-1998 e 2006-2011, enquanto o efeito estrutura foi positivo em todos os subperíodos. Contudo, no segundo FHC o efeito estrutura não conseguiu compensar o efeito composição negativo, resultando numa queda do rendimento mediano entre 1998 e 2002. Para o 90º percentil, por seu turno, o efeito composição é sempre positivo, exceto pelo subperíodo 2002-2006 em que não é estatisticamente significativo. Já o efeito estrutura só foi positivo entre 2002 e 2006, período no qual o rendimento do p90 aumentou. O efeito estrutura negativo nos subperíodos 1998-2002 e 2006-2011 não foi compensado pelo efeito composição positivo no segundo FHC, mas foi compensado no segundo Lula.

Outra medida de desigualdade de rendimentos é a diferença interquantílica, apresentada na tabela 5. Neste capítulo calculamos a diferença entre o 90º e o 10º percentis (diferença 90-10) e a diferença 50-10, que capta melhor o que se passa na primeira metade da distribuição de rendimentos do trabalho. Optamos por estas medidas por serem as usualmente utilizadas na literatura. A diferença interquantílica, como visto anteriormente, é a razão entre a variação no tempo (ou entre grupos) de dois pontos da distribuição de rendimentos do trabalho. Assim, a diferença 50-10 é a razão entre a variação da mediana no período 1995-2011, por exemplo, e a variação do 10º percentil no período.

Tabela 5: Resultados Agregados da decomposição para as diferenças interquânticas 90-10 e 50-10

	90-10*		50-10*	
	<i>Coeficiente</i>	<i>%</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>%</i>
2011-1995				
Predição 2011	1,627		0,474	
Predição 1995	2,330		0,876	
Mudança total	-0,704		-0,402	
Efeito estrutura	-0,817	116,0%	-0,143	35,5%
Efeito composição	0,113	-16,0%	-0,259	64,5%
1998-1995				
Predição 1998	2,315		0,937	
Predição 1995	2,330		0,876	
Mudança total	-0,015		0,061	
Efeito estrutura	-0,121	803,8%	0,006	10,5%
Efeito composição	0,106	-703,8%	0,055	89,5%
2002-1998				
Predição 2002	2,164		0,813	
Predição 1998	2,315		0,937	
Mudança total	-0,151		-0,124	
Efeito estrutura	-0,245	162,0%	0,040	-32,7%
Efeito composição	0,094	-62,0%	-0,164	132,7%
2006-2002				
Predição 2006	2,037		0,681	
Predição 2002	2,164		0,813	
Mudança total	-0,128		-0,132	
Efeito estrutura	-0,241	188,7%	-0,119	90,0%
Efeito composição	0,113	-88,7%	-0,013	10,0%
2011-2006				
Predição 2011	1,627		0,474	
Predição 2006	2,037		0,681	
Mudança total	-0,410		-0,207	
Efeito estrutura	-0,299	73,0%	-0,050	24,0%
Efeito composição	-0,111	27,0%	-0,157	76,0%

*RIF Regression.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

A diferença entre os 10% mais ricos e os 10% mais pobres da distribuição de rendimentos do trabalho diminuiu de 2,3 vezes em 1995 para 1,6 em 2011, mas o efeito composição contribuiu para aumentar esta diferença (0,1), ainda que o efeito estrutura tenha preponderado (-0,8). No entanto, o efeito composição contribuiu para reduzir o diferencial entre os ocupados do décimo percentil de rendimentos e os da mediana (diferença 50-10), que passou de 0,9 para 0,5 entre 1995 e 2011.

Em quase todos os subperíodos houve redução tanto do diferencial 90-10 quanto do diferencial 50-10, exceto pelo primeiro, onde o diferencial 50-10 aumentou devido a um

aumento mais intenso da remuneração mediana. A maior redução na diferença entre os 10% mais ricos e os 10% mais pobres ocorreu entre 2006-2011, único subperíodo em que o efeito composição também contribuiu para reduzir o diferencial. Mais uma vez, foi o comportamento do efeito estrutura que determinou a diferença total em cada subperíodo, ou seja, a diferença intra grupos preponderou sobre a diferença entre grupos.

Em relação ao diferencial 50-10, também é o subperíodo 2006-2011 o de maior queda (-0,21), o que pode se dever ao fato de o rendimento dos 10% mais pobres ter aumentado a uma taxa muito superior a dos percentis 50 e 90 (7,4% contra 3,5% e 0,3%). Neste período o efeito composição teve peso importante para a redução do diferencial (-0,16), assim como no subperíodo 1998-2002.

Em síntese, para o período como um todo o efeito estrutura determinou o comportamento da variação entre 1995 e 2011 das estatísticas analisadas, exceto para o diferencial 50-10. Desta forma, para a média e os percentis 10, 50 e 90, parece ser o retorno a características dos indivíduos, mais que mudanças na composição da força de trabalho o fator explicativo das mudanças ocorridas no período. Já em relação às medidas de desigualdade da distribuição de rendimentos (Gini e diferenças 90-10 e 50-10), as diferenças dentro dos grupos parecem contribuir mais que as diferenças entre os grupos para explicar a redução da desigualdade entre 1995 e 2011⁵¹.

Antes de analisarmos detalhadamente o efeito estrutura do índice de Gini, na seção seguinte vamos analisar que variáveis são mais importantes para explicar as mudanças de composição dos ocupados que trabalham pelo menos 40 horas semanais. Na tarefa de identificar o efeito do piso salarial, criamos faixas de salário mínimo que fazem um ordenamento dos salários de cada indivíduo em termos de salário mínimo, captando a distância do rendimento individual em relação ao salário mínimo real vigente em cada ano. O efeito do salário mínimo pode ser considerado de duas formas, a saber: 1) o efeito direto para aqueles que estão muito próximos do valor do SM (0,9 a 1,1 SM), cuja faixa denominamos de salário mínimo exato; e 2) o efeito expandido para aqueles que estão no entorno do SM para o qual se espera haver um vazamento (*spillover*) do efeito da política de piso salarial bem como um efeito numerário (0,5 a 1,5 SM).

III.4.2 Efeito composição (análise detalhada)

Começaremos pela análise da decomposição da média (tabela 6) do logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados com jornada de pelo menos 40 horas semanais.

⁵¹ Resultado semelhante é encontrado por Ferreira et al. (2014), que analisam a desigualdade de salários medida pelo Gini entre 1995 e 2012 com base nos dados da PNAD.

Tabela 6: Decomposição de Oaxaca-Blinder (média) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados* - anoA anoB

	1998-1995			2002-1998			2006-2002			2011-2006			2011-1995		
	<i>Coeficiente</i>	<i>EP robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>EP robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>EP robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>EP robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>EP robusto</i>	%
Predição A	6,645	0,003		6,560	0,003		6,669	0,003		6,878	0,002		6,878	0,002	
Predição B	6,600	0,003		6,645	0,003		6,560	0,003		6,669	0,002		6,600	0,003	
Diferença	0,045	0,004		-0,085	0,004		0,109	0,004		0,209	0,004		0,278	0,004	
Estrutura	-0,009	0,002	-19,1%	0,050	0,002	-58,8%	0,193	0,002	177,0%	0,127	0,002	60,9%	0,358	0,003	128,5%
Composição	0,054	0,004	119,1%	-0,135	0,004	158,8%	-0,084	0,003	-77,0%	0,082	0,003	39,1%	-0,079	0,004	-28,5%
<i>Até 0,5 SM</i>	-0,009	0,001	-20,6%	-0,011	0,001	12,9%	-0,017	0,001	-15,9%	0,025	0,001	12,1%	-0,014	0,001	-4,9%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,002	0,000	5,1%	-0,007	0,000	8,1%	-0,003	0,000	-3,0%	0,015	0,000	7,3%	0,008	0,000	3,0%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	0,002	0,000	4,1%	-0,003	0,000	4,0%	-0,001	0,000	-0,9%	-0,003	0,000	-1,4%	-0,006	0,000	-2,0%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	-0,004	0,000	-8,6%	0,011	0,000	-13,4%	0,006	0,000	5,3%	-0,002	0,000	-1,1%	0,011	0,000	4,1%
<i>1,5 a 2 SM</i>	0,010	0,001	21,1%	-0,001	0,001	1,6%	0,005	0,001	4,1%	-0,002	0,001	-1,2%	0,011	0,001	3,8%
<i>+ 2 SM</i>	0,022	0,003	48,0%	-0,156	0,003	183,8%	-0,097	0,002	-89,0%	0,033	0,002	15,8%	-0,195	0,003	-70,0%
<i>Educação</i>	0,027	0,001	59,3%	0,030	0,001	-35,7%	0,023	0,001	21,0%	0,014	0,000	6,8%	0,091	0,001	32,8%
<i>Idade</i>	0,012	0,001	27,4%	0,008	0,001	-9,9%	0,007	0,001	6,4%	0,007	0,001	3,2%	0,040	0,001	14,5%
<i>Idade²</i>	-0,007	0,001	-14,3%	-0,004	0,001	4,6%	-0,003	0,000	-3,1%	-0,003	0,000	-1,4%	-0,022	0,001	-7,9%
<i>Mulher</i>	-0,001	0,000	-3,0%	-0,002	0,000	2,8%	-0,001	0,000	-1,3%	-0,001	0,000	-0,5%	-0,006	0,000	-2,2%
<i>Não branco</i>	0,000	0,000	-0,3%	-0,001	0,000	1,3%	-0,002	0,000	-1,6%	-0,002	0,000	-0,8%	-0,005	0,000	-1,9%
<i>Chefe família</i>	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,5%	-0,001	0,000	-0,6%	-0,001	0,000	-0,7%	-0,004	0,000	-1,3%
<i>Região</i>	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,2%	0,000	0,000	0,2%	0,001	0,000	0,3%
<i>Formal</i>	0,000	0,000	-0,6%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,4%	0,000	0,000	0,2%	0,002	0,000	0,7%
<i>Setor</i>	0,001	0,000	1,6%	0,001	0,000	-1,6%	0,001	0,000	1,0%	0,001	0,000	0,5%	0,007	0,000	2,4%
N =	199263			214410			238346			236873			212814		

*Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais. Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Como visto na seção anterior, entre 1995 e 2011 aumentou a média dos rendimentos do trabalho dos ocupados, mas o efeito composição contribuiu negativamente para este aumento (coluna 5 da tabela 6). Dentre os componentes do efeito composição, o que mais contribuiu para reduzir a renda média no período foi a *dummy* que identifica o recebedor de mais de 2 SM (70,0%). Ou seja, ter menos gente recebendo acima de 2 SM não contribuiu para o aumento do salário médio no período. Adicionalmente, ter mais mulheres e não brancos entre os ocupados também não contribuiu para a elevação do salário médio, bem como ter mais gente ganhando 1 SM. Mulheres e não brancos historicamente recebem menos que homens e brancos, respectivamente. Portanto, o aumento da proporção de ocupados nestes grupos tende a puxar a média para baixo. Isto também ocorre com a faixa que identifica diretamente o recebedor do piso (0,9 a 1,1 SM). Relativamente às demais faixas de SM, ter mais gente recebendo o piso exato contribuiu para reduzir o rendimento médio dos ocupados. Contudo o aumento do peso da faixa entre 1,1 e 2 SM contribuiu para aumentar a remuneração média.

O fator da parte explicada que mais contribuiu para aumentar o salário médio foi a educação (32,8%), cuja composição se alterou no período em favor dos mais escolarizados. A idade (experiência) também contribuiu para aumentar o rendimento médio (14,5%), mas em menor medida que a educação.

Em relação aos subperíodos, a contribuição de educação e idade foi sempre para aumentar o rendimento médio, contudo em maior intensidade nos primeiros anos. Já ter mais mulheres e mais não brancos sempre teve efeito negativo sobre a remuneração média, sendo não significativo para não branco entre 1995 e 1998.

Ainda que tenha se valorizado fortemente no período, o salário mínimo (faixa entre 0,9 e 1,1) contribuiu em quase todos os subperíodos para reduzir a remuneração média, o que se justifica por ele pertencer à cauda inferior da distribuição, cabendo à cauda superior puxar a média para cima. No entanto, sua contribuição para a redução da média é pequena, sobretudo porque a proporção de ocupados recebendo o piso não é muito grande (20,4% em 2011), sendo a faixa de mais de 2 SM a de maior peso (34,6% em 2011) entre os ocupados, mesmo após sua redução no período.

Através da decomposição fica claro que a faixa superior de remuneração em SM (+2SM) tende a afetar diretamente a tendência do rendimento médio, sendo a relação positiva. Isto porque nos períodos em que o peso desta faixa no total de ocupados aumentou (1995-1998 e 2006-2011), ainda que pouco, houve aumento do salário médio e no período de maior redução do peso da faixa (1998-2002) o salário médio se reduziu. Em quase todos os subperíodos este é o fator de maior peso entre os componentes da parte explicada.

Tabela 7: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados (efeito composição) - anoA anoB**

	1998-1995			2002-1998			2006-2002			2011-2006			2011-1995		
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%
Predição A	0,080	0,000		0,077	0,000		0,070	0,000		0,061	0,000		0,061	0,000	
Predição B	0,083	0,000		0,080	0,000		0,077	0,000		0,070	0,000		0,083	0,000	
Diferença	-0,003	0,000		-0,003	0,000		-0,007	0,000		-0,009	0,000		-0,022	0,000	
Estrutura	-0,005	0,000	191,0%	-0,008	0,000	286,1%	-0,010	0,000	132,3%	-0,006	0,000	69,2%	-0,028	0,000	126,0%
Composição	0,003	0,000	-91,0%	0,005	0,000	-186,1%	0,002	0,000	-32,3%	-0,003	0,000	30,8%	0,006	0,000	-26,0%
<i>Até 0,5 SM</i>	0,001	0,000	-47,0%	0,001	0,000	-50,1%	0,002	0,000	-27,2%	-0,003	0,000	30,8%	0,002	0,000	-7,6%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,000	0,000	7,8%	0,001	0,000	-17,7%	0,000	0,000	-2,0%	-0,001	0,000	5,7%	-0,001	0,000	2,6%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	0,000	0,000	-12,5%	-0,001	0,000	36,1%	0,000	0,000	5,8%	-0,002	0,000	18,6%	-0,003	0,000	11,8%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	0,001	0,000	-53,2%	-0,004	0,000	135,5%	-0,002	0,000	26,8%	0,001	0,000	-7,8%	-0,004	0,000	16,5%
<i>1,5 a 2 SM</i>	-0,002	0,000	66,5%	0,000	0,000	-8,2%	-0,001	0,000	9,0%	0,000	0,000	-3,8%	-0,002	0,000	7,9%
<i>+ 2 SM</i>	-0,001	0,000	37,4%	0,005	0,000	-187,7%	0,001	0,000	-16,6%	0,000	0,000	2,5%	0,005	0,000	-22,4%
<i>Educação</i>	0,002	0,000	-79,2%	0,003	0,000	-90,4%	0,002	0,000	-27,4%	0,001	0,000	-15,3%	0,008	0,000	-34,7%
<i>Idade</i>	0,001	0,000	-26,0%	0,001	0,000	-18,0%	0,000	0,000	-5,1%	0,000	0,000	-3,1%	0,001	0,000	-4,9%
<i>Idade²</i>	0,000	0,000	10,3%	0,000	0,000	5,9%	0,000	0,000	0,8%	0,000	0,000	-1,1%	0,000	0,000	-0,8%
<i>Mulher</i>	0,000	0,000	3,8%	0,000	0,000	6,3%	0,000	0,000	1,4%	0,000	0,000	0,8%	-0,001	0,000	2,4%
<i>Não branco</i>	0,000	0,000	0,4%	0,000	0,000	3,3%	0,000	0,000	2,4%	0,000	0,000	1,8%	0,000	0,000	1,9%
<i>Chefe</i>	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	1,1%	0,000	0,000	0,8%	0,000	0,000	1,6%	0,000	0,000	1,2%
<i>Região</i>	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	-0,4%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	-0,2%
<i>Formal</i>	0,000	0,000	0,7%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	-0,7%	0,000	0,000	-0,8%	0,000	0,000	-0,2%
<i>Setor</i>	0,000	0,000	0,2%	0,000	0,000	-1,9%	0,000	0,000	-0,4%	0,000	0,000	1,0%	0,000	0,000	0,5%
N=	199263			214410			238346			236873			212814		

*Calculado com RIFREG

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: analfabeto, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

A análise para o índice de Gini para o período 1995-2011 (tabela 7 coluna 5) mostra que, apesar de a dispersão salarial se reduzir, o efeito composição contribuiu para aumentar a desigualdade de rendimento do trabalho, ou seja, a diferença entre grupos contribui para concentrar a distribuição de rendimentos do trabalho. Os componentes da parte explicada que mais afetaram a média dos salários foram os mesmos que tiveram efeito concentrador: educação (34,7%) e receber mais de 2 SM (22,4%). Este resultado parece indicar que ainda estamos na parte ascendente da curva de Kuznets para educação, ou seja, a escolarização ainda aumenta a remuneração média e concentra a distribuição de rendimentos do trabalho no Brasil.

Nosso resultado vai em direção contrária àquele encontrado por Menezes-Filho e Rodrigues (2009), que utilizam a metodologia de DFL (1996) e concluem que a educação contribuiu para reduzir a desigualdade de rendimentos entre 1981-1999, ainda que em período diferente do aqui considerado. Por outro lado, nossos resultados coincidem com os encontrados por Ferreira et al. (2014), no qual expansões de ensino são acompanhadas por aumento da desigualdade. Este resultado é conhecido na literatura como “paradoxo do progresso” e foi identificado como tal pela primeira vez por Bourguignon et al. (2005). Refere-se ao fato de que as mudanças ainda de equalização de sucesso escolar poderiam resultar em maior desigualdade, uma vez que uma maior proporção de trabalhadores teriam níveis educacionais correspondentes aos segmentos mais altos do perfil de rendimento-educação, ou seja, teriam níveis educacionais compatíveis com os maiores prêmios educacionais⁵².

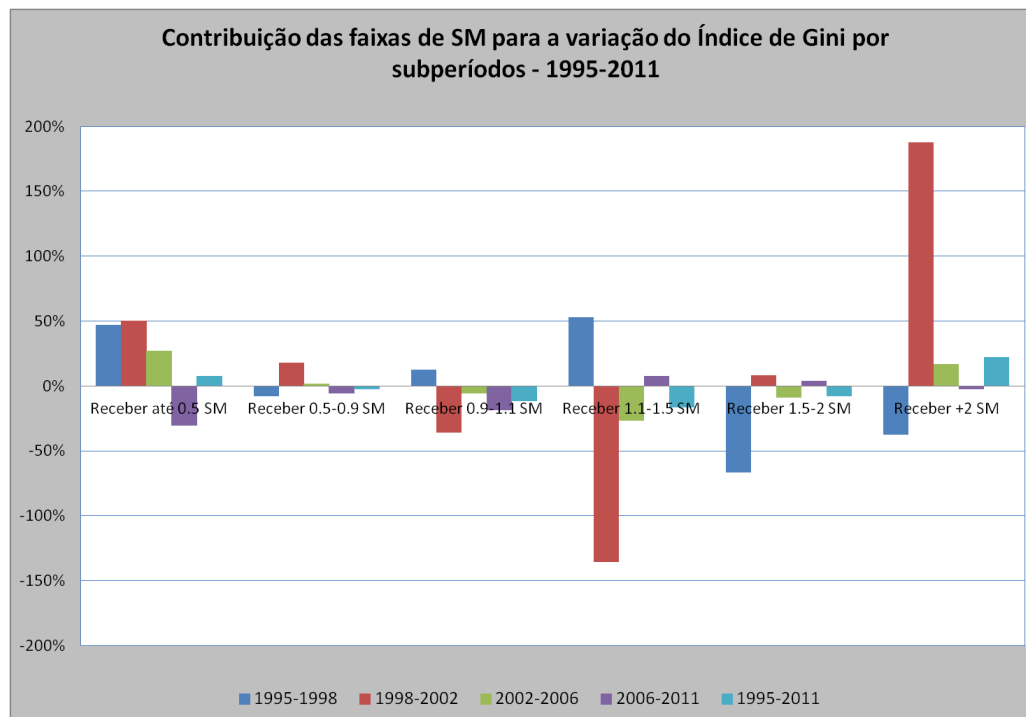
Como visto na seção 2, o peso da faixa até 0,5 SM não se alterou muito entre 1995 e 2011, e esta faixa contribuiu 7,6% para aumentar o índice de Gini⁵³. As demais faixas de remuneração, contudo, tiveram efeito desconcentrador, principalmente as faixas entre 0,9 e 1,5 SM (28,3%), o que mostra um efeito *spillover* do SM. Ter mais mulher e não branco entre os ocupados também contribuiu para reduzir a desigualdade de rendimentos.

O gráfico seguinte resume as contribuições das faixas de SM para a variação do índice de desigualdade em todos os subperíodos.

⁵² Conforme Lustig et al. (2014), o paradoxo do progresso é um subproduto da convexidade dos retornos. Quando retornos à educação são convexos, pode haver uma relação inversa entre desigualdade educacional e desigualdade de renda, fazendo com que quedas da desigualdade educacional sejam acompanhadas por aumento da desigualdade de renda. Contudo, com a redução cada vez maior da dispersão de anos de estudo, este paradoxo tende a desaparecer.

⁵³ A primeira faixa de SM pode ter trabalhadores com rendimento do trabalho zero e isto pode contribuir para aumentar a desigualdade. No par de anos 1995-2011, por exemplo, 5,6% da amostra tinha rendimento do trabalho principal igual a zero, apesar da jornada de trabalho ser de pelo menos 40 horas semanais e de o trabalho na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso terem sido desconsiderados.

Gráfico 4:



Fonte: PNAD. Elaboração própria.

A faixa do SM (0,9 a 1,1 SM) contribui para reduzir a desigualdade de rendimentos em quase todos os subperíodos, com maior intensidade entre 1998-2002, quando o aumento real do SM ganhou mais força. Neste período o aumento real do SM foi de 14,5%, enquanto no período anterior (1995-1998) o SM se valorizou apenas 7,5%. O subperíodo 1998-2002 parece ter tido um comportamento diferenciado em termos de intensidade dos efeitos⁵⁴. É nele que a faixa entre 1,1 e 1,5 SM mais contribui para reduzir a dispersão dos rendimentos, enquanto a faixa mais alta contribui para concentrar a distribuição de rendimentos. Mais uma vez se destaca o efeito *spillover* do SM afetando a faixa imediatamente subsequente à do SM (1,1 a 1,5 SM).

Portanto, se considerarmos o efeito direto do SM (faixa de 0,9 a 1,1 SM), entre 1995 e 2011, ele teria contribuído em 11,8% para a redução da desigualdade de rendimentos do trabalho medida pelo índice de Gini. Se, por outro lado, se considera o efeito expandido do SM (0,5 a 1,5 SM), seu efeito distributivo alcançaria 30,9% no período 1995-2011. Como visto no capítulo II, Firpo e Reis (2007), analisando o período 2001-2005, chegam ao resultado de 36,1% para a contribuição do SM na redução da desigualdade salarial medida pelo Gini. Na nossa periodização, aquela que mais se aproxima da utilizada pelos autores seria o subperíodo 2002-2006, no qual o efeito do SM exato foi distributivo em 5,8% e o efeito expandido foi de 30,6%, sendo 26,8% devido à faixa de 1,1 a 1,5 SM, o que denota um forte efeito *spillover* do SM. Portanto, nosso trabalho corrobora as conclusões dos principais

⁵⁴ Isto pode ser reflexo de diferenças na ponderação entre as PNADs da década de 1990 e as dos anos 2000, uma vez que o IBGE fez a reponderação das PNADs apenas a partir de 2001, estando as PNADs da década de 1990 desatualizadas em relação à projeção de população que são atualizadas com base em mudanças nas delimitações das regiões metropolitanas e do surgimento de novas unidades.

estudos que relacionam salário mínimo e desigualdade salarial no Brasil, mostrando um importante papel distributivo da política de salário mínimo nos últimos anos.

Em trabalho que mais se aproxima ao nosso em termos do método e do período analisado, Ferreira et al. (2014) analisam o impacto de diversos fatores sobre a redução da desigualdade de salários, dentre eles o salário mínimo. Mesmo sem levar em conta efeitos amplos de *spillover* como os que aqui consideramos, encontram um efeito desconcentrador entre 2004 e 2012.

Além da decomposição detalhada para média e para o índice de Gini, também fizemos a decomposição para três percentis da distribuição de rendimentos: percentil 10, mediana (p50) e percentil 90. A tabela 8 traz a decomposição para os ocupados que pertencem ao p10.

Tabela 8: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q10*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

	1998-1995			2002-1998			2006-2002			2011-2006			2011-1995		
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%
Predição A	5,669	0,002		5,668	0,005		5,852	0,007		6,288	0,001		6,288	0,001	
Predição B	5,663	0,002		5,669	0,002		5,668	0,005		5,852	0,007		5,663	0,002	
Diferença	0,007	0,003		-0,002	0,006		0,185	0,009		0,436	0,007		0,625	0,002	
Estrutura	0,011	0,001	174,8%	0,079	0,003	-4098,2%	0,299	0,005	161,9%	0,240	0,004	55,2%	0,618	0,001	98,9%
Composição	-0,005	0,003	-74,8%	-0,081	0,005	4198,2%	-0,114	0,008	-61,9%	0,195	0,005	44,8%	0,007	0,002	1,1%
<i>Até 0,5 SM</i>	-0,011	0,001	-175,8%	-0,031	0,003	1580,9%	-0,073	0,005	-39,5%	0,073	0,003	16,8%	-0,008	0,001	-1,3%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,007	0,001	112,5%	-0,030	0,002	1534,3%	-0,015	0,002	-7,9%	0,048	0,002	11,0%	0,015	0,001	2,4%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	-0,011	0,001	-171,7%	0,053	0,002	-2725,0%	0,023	0,003	12,6%	0,058	0,002	13,2%	0,027	0,001	4,3%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	-0,020	0,001	-310,4%	0,097	0,002	-5012,3%	0,067	0,003	36,3%	-0,017	0,002	-4,0%	0,027	0,001	4,3%
<i>1,5 a 2 SM</i>	0,018	0,001	270,0%	-0,004	0,002	226,1%	0,019	0,003	10,2%	-0,007	0,002	-1,7%	0,011	0,001	1,7%
<i>+2 SM</i>	0,013	0,002	200,9%	-0,169	0,003	8725,0%	-0,144	0,004	-77,7%	0,035	0,003	8,1%	-0,068	0,001	-10,9%
<i>Educação</i>	0,000	0,000	1,5%	0,002	0,000	-91,1%	0,003	0,001	1,7%	0,003	0,001	0,6%	-0,002	0,000	-0,3%
<i>Idade</i>	-0,001	0,000	-13,0%	0,001	0,000	-56,7%	0,004	0,001	2,2%	0,008	0,001	1,9%	0,006	0,001	0,9%
<i>Idade2</i>	0,001	0,000	9,9%	-0,001	0,000	34,8%	<i>-0,003</i>	0,001	-1,5%	-0,006	0,001	-1,5%	-0,005	0,000	-0,8%
<i>Mulher</i>	0,000	0,000	0,3%	0,000	0,000	10,1%	<i>0,000</i>	0,000	-0,1%	<i>0,000</i>	0,000	0,0%	<i>0,000</i>	0,000	0,0%
<i>Não branco</i>	<i>0,000</i>	0,000	0,0%	0,000	0,000	-5,1%	<i>0,000</i>	0,000	0,1%	<i>0,000</i>	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%
<i>Chefe</i>	<i>0,000</i>	0,000	0,0%	0,000	0,000	1,9%	<i>0,000</i>	0,000	-0,1%	-0,001	0,000	-0,3%	0,000	0,000	0,0%
<i>Região</i>	<i>0,000</i>	0,000	0,0%	<i>0,000</i>	0,000	6,3%	<i>0,001</i>	0,000	0,4%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%
<i>Formal</i>	0,000	0,000	-0,7%	<i>0,000</i>	0,000	-1,0%	0,001	0,000	0,3%	<i>0,000</i>	0,000	0,1%	0,002	0,000	0,3%
<i>Setor</i>	0,000	0,000	1,5%	0,001	0,000	-29,8%	<i>0,002</i>	0,000	1,1%	0,002	0,000	0,4%	0,003	0,000	0,4%
N =	199263			214410			238346			236873			212814		

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: analfabeto, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Entre 1995 e 2011 (coluna 5), aumentou 11,0% o rendimento desse percentil, sendo que o efeito composição contribuiu, ainda que menos que o efeito estrutura, para este aumento. O que se destaca, neste caso, é a pequena contribuição da educação para afetar o rendimento dos 10% mais pobres, diferentemente do observado para a média e para o Gini. Por outro lado, receber entre 0,5 e 2 SM contribuiu em 12,7% para o aumento do rendimento deste ponto da distribuição, sendo de 8,6% a contribuição da faixa exata do SM e da faixa subsequente. Assim, ainda que existam ocupados recebendo abaixo do piso salarial, sua valorização entre 1995 e 2011 teve reflexos positivos sobre aqueles que pertenciam ao décimo percentil da distribuição de rendimentos. No entanto, receber mais de 2 SM contribuiu em 10,9% para reduzir o rendimento do p10. Isto porque a mudança da composição dos ocupados em faixas de SM com perda de peso das faixas mais altas tende a afetar a posição dos percentis.

Devido à relativa estabilidade do rendimento do 10º percentil da distribuição nos dois governos FHC, as contribuições de cada covariada para o efeito composição ganham intensidade exagerada, não sendo muito informativa sua análise. Assim, vamos analisar a decomposição detalhada apenas para os dois governos Lula. Deste modo, o aumento do rendimento dos 10% mais pobres foi mais intenso entre 2006 e 2011, quando o efeito composição contribuiu positivamente (tabela 5A, coluna 4). Mais uma vez, destaca-se o pequeno efeito da educação para este ponto da distribuição de rendimentos (0,6%) e maior importância das faixas de SM, cuja contribuição líquida foi de 43,4%. Nos dois governos Lula, a faixa do SM exato contribuiu para aumentar o rendimento do p10 (12,6% e 13,2%, respectivamente), contudo o efeito líquido das faixas de SM foi negativo entre 2002 e 2006 devido ao efeito negativo da faixa “+2SM”, levando a um efeito composição negativo.

Na tabela 9, temos a decomposição para a mediana da distribuição de rendimentos. Como visto na seção anterior, o rendimento mediano aumentou em quase todos os subperíodos, exceto pelo segundo governo FHC, e a magnitude do aumento foi maior no segundo governo Lula, onde o efeito líquido das faixas de SM foi de 16,3%. Entre 1995 e 2011, o efeito composição contribuiu para reduzir o rendimento do p50, sendo a faixa de “+2 SM” a principal responsável por este efeito negativo, uma vez que esta perdeu participação no total de ocupados. Diferentemente do que acontecia no p10, a educação e a experiência (idade) parecem afetar o rendimento da mediana e seu efeito foi positivo no período.

A faixa de salário mínimo (0,9 a 1,1) e a subsequente (1,1 a 1,5) contribuíram juntas para aumentar o rendimento mediano apenas no primeiro governo FHC (26,1%). Já educação e experiência tiveram efeito positivo em todos os subperíodos, com intensidade maior entre 1995 e 1998.

Tabela 9: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q50*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

	1998-1995			2002-1998			2006-2002			2011-2006			2011-1995		
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%
Predição A	6,607	0,003		6,481	0,003		6,533	0,003		6,762	0,002		6,762	0,002	
Predição B	6,539	0,004		6,607	0,003		6,481	0,003		6,533	0,002		6,539	0,004	
Diferença	0,068	0,005		-0,126	0,004		0,053	0,004		0,228	0,003		0,223	0,005	
Estrutura	0,018	0,002	26,2%	0,120	0,002	-95,3%	0,180	0,001	342,9%	0,191	0,001	83,4%	0,475	0,002	213,0%
Composição	0,050	0,005	73,8%	-0,246	0,004	195,3%	-0,128	0,004	-242,9%	0,038	0,003	16,6%	-0,252	0,004	-113,0%
<i>Até 0,5 SM</i>	-0,002	0,000	-3,6%	-0,003	0,000	2,8%	-0,007	0,000	-13,9%	0,011	0,000	4,7%	-0,004	0,000	-1,9%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,002	0,000	2,8%	-0,006	0,000	4,9%	-0,004	0,001	-7,9%	0,020	0,001	8,8%	0,008	0,000	3,7%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	0,006	0,001	9,3%	-0,016	0,001	12,8%	-0,007	0,001	-12,9%	-0,025	0,001	-11,0%	-0,039	0,001	-17,4%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	0,011	0,001	16,8%	-0,031	0,001	24,9%	-0,019	0,001	-35,5%	0,007	0,001	3,0%	-0,034	0,001	-15,2%
<i>1,5 a 2 SM</i>	-0,009	0,001	-13,6%	-0,001	0,000	0,4%	0,009	0,001	17,5%	-0,006	0,002	-2,7%	0,011	0,001	4,8%
<i>+2 SM</i>	0,033	0,004	48,7%	-0,194	0,003	154,1%	-0,102	0,003	-193,7%	0,031	0,002	13,5%	-0,239	0,003	-107,1%
<i>Educação</i>	0,006	0,000	9,0%	0,005	0,000	-3,9%	0,002	0,000	3,3%	0,000	0,000	0,1%	0,030	0,001	13,5%
<i>Idade</i>	0,005	0,001	8,1%	0,003	0,000	-2,3%	0,002	0,000	3,5%	0,001	0,000	0,4%	0,032	0,001	14,1%
<i>Idade²</i>	-0,003	0,000	-5,1%	-0,002	0,000	1,3%	-0,001	0,000	-2,6%	-0,001	0,000	-0,3%	-0,024	0,001	-10,7%
<i>Mulher</i>	0,000	0,000	-0,5%	-0,001	0,000	0,5%	0,000	0,000	-0,6%	0,000	0,000	0,0%	-0,002	0,000	-0,8%
<i>Não branco</i>	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	-0,001	0,000	-0,5%
<i>Chefe</i>	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	0,0%	-0,002	0,000	-0,8%
<i>Região</i>	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,1%
<i>Formal</i>	0,000	0,000	0,4%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	-0,2%	0,000	0,000	0,2%	0,004	0,000	1,7%
<i>Setor</i>	0,001	0,000	1,4%	0,001	0,000	-0,6%	0,000	0,000	0,2%	0,000	0,000	0,0%	0,008	0,000	3,4%
N =	199263			214410			238346			236873			212814		

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Tabela 10: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q90*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

	1998-1995			2002-1998			2006-2002			2011-2006			2011-1995		
	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%
Predição A	7,985	0,008		7,832	0,008		7,889	0,005		7,914	0,008		7,914	0,008	
Predição B	7,993	0,007		7,985	0,008		7,832	0,008		7,889	0,005		7,993	0,006	
Diferença	-0,009	0,011		-0,153	0,011		0,057	0,009		0,025	0,009		-0,079	0,010	
Estrutura	-0,110	0,010	1280,5%	-0,165	0,011	108,1%	0,058	0,009	102,1%	-0,059	0,008	-231,8%	-0,199	0,012	251,7%
Composição	0,101	0,005	-1180,5%	0,012	0,005	-8,1%	<i>-0,001</i>	0,004	-2,1%	0,084	0,004	331,8%	0,120	0,006	-151,7%
<i>Até 0,5 SM</i>	0,001	0,000	-17,0%	0,001	0,000	-0,9%	0,001	0,000	0,9%	0,001	0,000	4,8%	<i>0,000</i>	0,000	0,0%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	-0,001	0,000	6,8%	0,001	0,000	-0,5%	0,000	0,000	-0,5%	0,004	0,000	13,9%	<i>0,000</i>	0,000	-0,1%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	0,001	0,000	-14,1%	-0,005	0,000	3,3%	-0,002	0,000	-4,2%	-0,012	0,000	-45,9%	-0,016	0,000	20,7%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	0,006	0,000	-66,4%	-0,020	0,001	13,2%	-0,011	0,000	-18,4%	0,004	0,000	15,6%	-0,020	0,001	24,9%
<i>1,5 a 2 SM</i>	-0,009	0,001	104,9%	0,001	0,001	-0,9%	-0,004	0,001	-7,8%	0,002	0,001	9,0%	-0,010	0,001	13,2%
<i>+2 SM</i>	0,006	0,001	-73,8%	-0,083	0,002	54,3%	-0,073	0,002	-127,9%	0,031	0,002	122,2%	-0,149	0,003	188,8%
<i>Educação</i>	0,084	0,003	-979,5%	0,111	0,003	-72,8%	0,084	0,002	147,2%	0,051	0,001	201,7%	0,298	0,004	-377,3%
<i>Idade</i>	0,032	0,003	-377,7%	0,026	0,003	-16,8%	0,023	0,002	39,7%	0,020	0,002	77,4%	0,080	0,005	-101,9%
<i>Idade²</i>	-0,015	0,002	176,8%	-0,011	0,002	6,9%	-0,010	0,001	-17,1%	-0,006	0,001	-21,7%	-0,027	0,004	34,0%
<i>Mulher</i>	-0,004	0,001	44,5%	-0,007	0,001	4,6%	-0,004	0,000	-7,0%	-0,003	0,000	-13,0%	-0,019	0,001	24,2%
<i>Não branco</i>	<i>0,000</i>	0,001	5,8%	-0,004	0,001	2,7%	-0,007	0,001	-11,5%	-0,006	0,001	-23,3%	-0,018	0,001	22,7%
<i>Chefe</i>	<i>0,000</i>	0,001	0,3%	-0,001	0,000	0,8%	-0,002	0,000	-3,8%	-0,005	0,000	-17,9%	-0,009	0,001	11,9%
<i>Região</i>	<i>0,000</i>	0,000	-4,8%	<i>0,000</i>	0,000	-0,2%	<i>0,000</i>	0,000	0,6%	0,001	0,000	2,8%	0,003	0,000	-3,8%
<i>Formal</i>	-0,001	0,000	8,9%	<i>0,000</i>	0,000	0,0%	0,001	0,000	2,0%	<i>0,001</i>	0,001	3,2%	<i>0,001</i>	0,001	-0,8%
<i>Setor</i>	<i>0,000</i>	0,001	4,9%	0,003	0,001	-1,8%	0,003	0,001	5,8%	<i>0,001</i>	0,001	2,9%	0,006	0,002	-8,1%
N =	199263			214410			238346			236873			212814		

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Quando se analisa o 90º percentil da distribuição de rendimentos (tabela 10), observa-se uma redução do rendimento entre 1995 e 2011 (coluna 5), ainda que o efeito composição tenha sido positivo por causa da variável de educação e, em menor medida, da idade. As faixas de SM a partir do salário mínimo exato contribuíram para reduzir o rendimento dos 10% mais ricos, sobretudo a faixa “+2SM”, que, como vimos, perdeu participação no período. Como esperado, as faixas abaixo do SM não tiveram efeito estatisticamente significativo para afetar o p90. Ter mais mulheres e mais não brancos entre os ocupados também contribuiu para reduzir o rendimento do 90º percentil.

Dentre os subperíodos, no primeiro governo FHC não houve alteração significativa do valor do rendimento do p90, mas no segundo FHC houve uma redução importante devido ao efeito estrutura, ainda que o efeito composição tenha contribuído marginalmente para o aumento do p90, graças ao efeito positivo da educação. Entre 1998 e 2002, as faixas “1,1 a 1,5 SM” e “+2 SM” contribuíram para a redução do rendimento dos 10% mais ricos, o que condiz com a mudança da distribuição dos ocupados por faixa de SM em que a primeira faixa ganhou participação e a última perdeu.

No primeiro governo Lula aumentou o rendimento do 90º percentil devido exclusivamente ao efeito estrutura, visto que o efeito composição foi estatisticamente não significativo. No segundo governo, por seu turno, o aumento do rendimento do p90 foi devido ao efeito composição positivo, cujos componentes principais foram educação, a faixa “+2 SM” e idade. No entanto, a faixa exata do SM contribuiu para reduzir o rendimento dos 10% mais ricos (-45,9%) bem como ter mais não brancos, mulheres e chefes da família entre os ocupados.

Portanto, o que se conclui da análise destes três pontos da distribuição de rendimentos do trabalho é que a cauda inferior da distribuição é pouco afetada pela educação e mais afetada pela política de salário mínimo, enquanto na cauda superior ocorre o inverso. Logo, o aumento da escolarização contribuiu para aumentar o rendimento dos mais ricos vis a vis os mais pobres, e por isso afetou positivamente o rendimento médio, mas concentrou a distribuição. Por outro lado, a valorização do piso salarial contribuiu para aumentar o rendimento dos mais pobres em detrimento dos mais ricos, tendo efeito negativo sobre o rendimento médio e sobre a desigualdade de rendimentos.

III.4.3 Efeito estrutura (Índice de Gini)

O método FFL tem a vantagem sobre os demais métodos que se enquadram nesta família de métodos de permitir que se detalhe, além do efeito composição, o efeito estrutura. Desta forma, é possível mensurar a contribuição de cada variável explicativa para as mudanças ocorridas na variável dependente recentrada também para a parte não explicada, que aqui denominamos efeito estrutura ou desigualdade intra grupos. Além disso, o efeito estrutura tem um componente residual, que é captado na decomposição detalhada pela constante do modelo. Quanto maior o peso desta constante, pior é o ajuste do modelo.

Tabela 11: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados (efeito estrutura) - anoA anoB**

	1998-1995			2002-1998			2006-2002			2011-2006			2011-1995		
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão robusto</i>	%
Predição A	0,080	0,000		0,077	0,000		0,070	0,000		0,061	0,000		0,061	0,000	
Predição B	0,083	0,000		0,080	0,000		0,077	0,000		0,070	0,000		0,083	0,000	
Diferença	-0,003	0,000		-0,003	0,000		-0,007	0,000		-0,009	0,000		-0,022	0,000	
Estrutura	-0,005	0,000		-0,008	0,000		-0,010	0,000		-0,006	0,000		-0,028	0,000	
<i>Até 0,5 SM</i>	0,000	0,000	16,1%	0,000	0,000	-10,4%	-0,001	0,000	11,8%	<i>0,000</i>	0,000	-1,0%	-0,001	0,000	3,0%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,000	0,000	16,1%	0,000	0,000	13,1%	-0,002	0,000	20,7%	0,001	0,000	-7,2%	-0,001	0,000	5,4%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	0,001	0,000	-19,3%	-0,002	0,000	68,4%	-0,001	0,000	12,4%	0,000	0,000	-2,8%	-0,002	0,000	10,4%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	0,001	0,000	-37,4%	-0,002	0,000	52,9%	0,001	0,000	-13,2%	0,000	0,000	4,9%	<i>0,000</i>	0,000	-0,1%
<i>1,5 a 2 SM</i>	0,001	0,000	-36,9%	0,000	0,000	8,2%	0,002	0,000	-25,5%	0,000	0,000	4,0%	0,002	0,000	-9,7%
<i>+ 2 SM</i>	0,001	0,000	-43,2%	0,013	0,000	-443,8%	0,010	0,000	-133,1%	-0,003	0,000	37,5%	0,021	0,000	-93,5%
<i>Educação</i>	0,000	0,000	9,3%	-0,002	0,000	53,0%	-0,002	0,000	31,3%	-0,001	0,000	9,9%	-0,005	0,000	20,3%
<i>Idade</i>	0,006	0,003	-207,4%	-0,007	0,004	230,9%	-0,023	0,004	311,1%	<i>-0,005</i>	0,004	55,3%	-0,028	0,004	127,6%
<i>Idade²</i>	<i>-0,001</i>	0,002	51,3%	0,003	0,002	-110,1%	0,010	0,002	-127,8%	<i>0,002</i>	0,002	-22,6%	0,013	0,002	-57,4%
<i>Mulher</i>	<i>0,000</i>	0,000	-5,4%	0,001	0,000	-48,9%	0,001	0,000	-12,2%	<i>0,000</i>	0,000	-0,7%	0,003	0,000	-11,6%
<i>Não branco</i>	0,000	0,000	17,0%	<i>0,000</i>	0,000	-8,5%	0,001	0,000	-8,1%	<i>0,000</i>	0,000	0,4%	0,000	0,000	-1,5%
<i>Chefe</i>	-0,001	0,000	34,6%	-0,001	0,000	31,5%	-0,001	0,000	6,9%	<i>0,000</i>	0,000	0,7%	-0,002	0,000	10,9%
<i>Região</i>	<i>0,000</i>	0,000	0,9%	0,000	0,000	14,8%	0,000	0,000	-3,3%	-0,001	0,000	5,5%	-0,001	0,000	3,4%
<i>Formal</i>	-0,001	0,000	19,8%	<i>0,000</i>	0,000	12,8%	0,001	0,000	-8,9%	-0,001	0,000	8,5%	-0,001	0,000	4,3%
<i>Setor</i>	-0,001	0,000	25,6%	<i>0,000</i>	0,000	-12,8%	<i>0,000</i>	0,000	3,1%	<i>0,000</i>	0,000	0,9%	<i>-0,001</i>	0,000	2,5%
<i>Constante</i>	-0,010	0,002	349,9%	-0,012	0,002	435,0%	-0,005	0,002	67,0%	<i>0,002</i>	0,002	-24,0%	-0,025	0,002	112,0%
N=	199263			214410			238346			236873			212814		

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Como visto neste capítulo, o efeito estrutura teve papel importante nas mudanças ocorridas na distribuição de rendimentos do trabalho entre os anos analisados, se sobrepondo ao efeito composição, que detalhamos na seção anterior. Nesta seção, vamos fazer a análise detalhada do efeito estrutura exclusivamente para a decomposição do índice de Gini, uma vez que o objetivo do presente capítulo é mensurar o papel do salário mínimo para a redução da desigualdade de rendimentos do trabalho ocorrida entre 1995 e 2011. Vamos nos ater ao índice de Gini porque a interpretação dos efeitos detalhados da parte não explicada nem sempre é intuitiva, sobretudo por se tratar de um método relativamente novo.

Na tabela 11 apresentamos a decomposição detalhada do efeito estrutura para o índice de Gini. Nela podemos ver que em todos os subperíodos a desigualdade intra grupos teve sinal negativo, ou seja, foi no sentido de reduzir a desigualdade de rendimentos do trabalho. Apenas no subperíodo de 2006-2011 a desigualdade intra grupos teve contribuição abaixo de 100%.

Analisando especificamente as faixas de salário mínimo, entre 1995 e 2011, vimos que a mudança de composição dos ocupados em faixas de SM (tabela 7) teve efeito distributivo, com efeitos concentradores apenas nas faixas de ‘Até 0,5 SM’ e ‘+2 SM’. Desta forma, como a desigualdade entre as faixas se reduziu no período, com uma aproximação dos ocupados para o entorno do mínimo e redução do peso daqueles que recebiam acima de 2 SM, esperaríamos que a desigualdade intra grupos aumentasse no período. Uma vez que as faixas estão mais amplas, dado a valorização do salário mínimo, seria de se esperar uma maior heterogeneidade dentro de cada faixa. No entanto, a tabela 8A não nos apresenta exatamente isso para as faixas mais próximas do salário mínimo exato, com as faixas até 1,1 SM tendo efeito distributivo, ou seja, redução da desigualdade intra. A faixa de 1,1 a 1,5 SM, cujos efeitos eram importantes na composição, na parte de estrutura não foram significativos. A partir de 1,5 SM a desigualdade intra grupos tende a crescer no período 1995-2011, sobretudo na faixa +2 SM, cuja contribuição é de 93,5% para aumentar a desigualdade de rendimentos do trabalho.

Cabe destacar as variáveis educação e idade, que tinham efeito concentrador na parte da desigualdade entre grupos (efeito composição), mas agora têm efeito distributivo, o que condiz com a redução do prêmio educação e experiência, sendo este último bem pronunciado (127,6%). Assim, como aumentou muito a proporção de pessoas mais escolarizadas e com maior experiência no mercado de trabalho, este grupo tornou-se mais homogêneo, reduzindo-se, desta forma, a desigualdade intra grupos.

Essa “universalização” já não é sentida no caso das mulheres e não brancos, por exemplo, que, apesar de terem ganhado espaço entre os ocupados, ainda apresentam efeito concentrador no efeito estrutura. Isto porque este aumento ainda está longe de tornar este grupo homogêneo no mercado de trabalho, levando ao aumento da desigualdade intra grupos entre 1995-2011.

Portanto, entre 1995 e 2011, o efeito estrutura do SM exato (0,9 a 1,1 SM) contribuiu em 10,4% para a redução da desigualdade de rendimentos do trabalho. Já o efeito

expandido do SM (0,5 a 1,5 SM) foi de 15,7%. Os fatores que definiram o sinal da desigualdade intra grupos foram, em primeiro lugar, idade⁵⁵, seguida por educação e as faixas de SM.

Em relação aos subperíodos, a parte residual do efeito estrutura (constante) é mais pronunciada entre 1995-1998 e 1998-2002, que são os subperíodos de menor redução da estatística de desigualdade. Ela pode estar captando fatores macroeconômicos que afetam igualmente todos os trabalhadores, como por exemplo, a crise cambial de 1999. Entre 1998-2002, as faixas de 0,5 a 2SM contribuíram para reduzir a desigualdade intra grupos, sobretudo a faixa do SM exato e a imediatamente subsequente (68,4% e 52,9%, respectivamente). No entanto, a faixa +2 SM teve um efeito concentrador muito pronunciado. Isto pode se dever ao fato de ter havido uma valorização importante do piso salarial (14,5%) no período, se comparado à valorização ocorrida entre 1995-1998 (7,5%), o que torna a amplitude das faixas maior e contribui para que estas fiquem mais heterogêneas, aumentando, portanto, a desigualdade intra grupos.

Por outro lado, entre 2002 e 2006, período de maior valorização do mínimo, ainda que as faixas tenham se tornado mais amplas, elas contribuíram para aumentar a desigualdade apenas a partir da faixa 1,1 SM, mas sobretudo a partir de +2 SM, cuja contribuição para o aumento da desigualdade foi de 133,1%. No entanto, como a resultante do efeito estrutura é distributiva, a variável que mais contribuiu neste sentido foi idade, levando a crer que a desigualdade intra grupos de idade se reduziu significativamente entre 2002 e 2006.

O subperíodo de maior redução da desigualdade, 2006-2011, apresenta o comportamento esperado quando se observa tanto o efeito composição quanto o efeito estrutura, que seriam efeitos opostos: se as diferenças entre grupos se reduzirem, espera-se um aumento da diferença intra grupos. Assim, enquanto no efeito composição as faixas até 1,1 SM tinham efeito desconcentrador e as faixas a partir de 1,1 SM, mas, sobretudo, a faixa +2 SM, bem como educação, tinham efeito concentrador, no efeito estrutura ocorre exatamente o inverso. A compressão das faixas de SM em favor dos próximos do piso salarial faz com que as diferenças entre os grupos se reduzam, diminuindo a desigualdade de rendimentos do trabalho. Contudo, como os grupos estão mais amplos e mais heterogêneos, a desigualdade intra grupos fica maior, contribuindo para aumentar a desigualdade de rendimentos. O aumento da escolarização faz aumentar a desigualdade entre grupos, mas reduzir a desigualdade intra grupos. Entretanto, foram idade e a faixa +2 SM os fatores que definiram a resultante desconcentradora do efeito estrutura entre 2002 e 2006.

Conclui-se, pois, que a desigualdade intra grupos foi muito influenciada pelo comportamento das variáveis idade, educação e faixas de salário mínimo. Enquanto no efeito composição idade e escolaridade, bem como a faixa +2 SM, contribuíam para aumentar a

⁵⁵ Como nossa amostra não considera o trabalho parcial, isto pode retirar da análise uma parcela dos jovens, fazendo com que o diferencial de experiência entre os ocupados não seja tão significativo. Isto pode, pelo menos em parte, explicar a baixa importância da variável idade no efeito composição. Contudo, deixa em aberto a explicação para a significativa redução do retorno à idade no período 1995-2011.

desigualdade de rendimentos do trabalho, no efeito estrutura elas tiveram papel oposto, ou seja, contribuíram para tornar a distribuição de rendimentos do trabalho mais equitativa.

III.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste capítulo, buscamos analisar o efeito da política de valorização do salário mínimo na variação da dispersão dos rendimentos do trabalho entre 1995 e 2011, período que considera quatro governos, dois do presidente FHC e dois do presidente Lula.

Para isto utilizamos a metodologia de decomposição proposta por FFL em que se faz a decomposição de Oaxaca-Blinder para outras estatísticas de interesse além da média. Uma vantagem desta metodologia frente a outras é que os resultados da decomposição não são afetados pela ordem das variáveis utilizadas na decomposição. Esta limitação ocorre, por exemplo, na metodologia de DFL. Portanto, uma das contribuições deste capítulo é aplicar uma metodologia mais robusta para mensurar o efeito do SM na distribuição de rendimentos. Nesta tarefa utilizamos os microdados da PNAD.

Começamos mostrando as mudanças nas características dos ocupados que trabalham pelo menos 40 horas semanais ocorridas entre 1995 e 1998, 1998 e 2002, 2002 e 2006 e 2006 e 2011. As principais alterações na composição da força de trabalho brasileira no período foram o aumento da escolarização, aumento do peso da mulher e do não branco, o forte aumento da formalização, redução do peso do setor agrícola entre os ocupados com aumento dos setores comércio e serviços e a redução do peso dos ocupados que ganham acima de 2 SM.

A decomposição padrão de Oaxaca-Blinder mostrou que a redução do peso dos ocupados que recebem mais de 2 SM contribuiu para reduzir o rendimento médio, contudo o aumento da escolarização teve efeito oposto. Estes dois componentes foram os que mais afetaram a média dos rendimentos no efeito composição, que foi no sentido de reduzir a média de rendimentos. Isto porque o mercado de trabalho se tornou mais acessível, ou seja, aumentou a proporção de pessoas que tendem a ter os menores rendimentos. No entanto, o efeito composição foi mais que compensado pelo efeito estrutura positivo, mostrando que outros fatores têm explicado as tendências do rendimento médio no mercado de trabalho brasileiro nos últimos anos.

Quanto à decomposição do índice de Gini, observa-se que o efeito composição (desigualdade entre) foi concentrador, porém o efeito estrutura (desigualdade intra) desconcentrador foi superior, reduzindo a desigualdade de rendimentos no período. Analisando os componentes do efeito composição, mais uma vez se destacam a escolaridade e a distribuição em faixas de SM. O aumento da escolarização teve um efeito concentrador, enquanto receber em torno do SM, sobretudo entre 0,9 e 1,5 SM, contribuiu para reduzir a dispersão de rendimentos, o que mostra um efeito *spillover* do SM. Esta redução foi mais intensa nos governos do presidente Lula, que coincide com aumentos reais mais robustos do SM. O aumento do peso das mulheres e dos não brancos entre os ocupados também contribuiu para a redução da desigualdade de rendimentos, porém em menor medida. O efeito

da formalização do trabalho não foi captado nas decomposições, talvez pelo fato de haver uma correlação entre as *dummies* das faixas de SM e a *dummy* formal.

Em relação aos percentis 10, 50 e 90, tem-se que aumentou mais o rendimento dos ocupados da cauda inferior da distribuição, relativamente aos ocupados da mediana, enquanto os ocupados da cauda superior tiveram redução do rendimento entre 1995 e 2011. Enquanto para o 10º percentil, tanto o efeito composição quanto o efeito estrutura foram no sentido de aumentar o rendimento, para o 90º percentil o efeito estrutura negativo se sobrepôs ao efeito composição positivo. No efeito composição, as faixas de salário mínimo contribuíram para aumentar o p10 e reduzir o p90, o que pode ser explicado pela redução do peso da faixa +2 SM e aumento das faixas próximas ao salário mínimo. Já as variáveis educação e idade parecem afetar pouco o p10 e muito o p90, o que condiz com o fato de educação e experiência aumentarem o rendimento médio e concentrarem a distribuição de rendimentos.

Quanto às diferenças interquantílicas, merece destaque a redução do diferencial 90-10 e 50-10 entre 1995 e 2011, sendo a diferença 50-10 afetada com maior intensidade pela política de SM. A mudança de composição educacional dos ocupados contribuiu para aumentar o diferencial 90-10, e em menor medida o diferencial 50-10. No entanto, mais uma vez outros fatores (parte não explicada) têm afetado de forma mais intensa a distribuição de rendimentos, compensando o efeito composição.

Cabe destacar a variável educação que, no efeito composição, contribuiu fortemente para o aumento do rendimento médio e para a concentração da distribuição de rendimento do trabalho, medida pelo índice de Gini e pela diferença 90-10. No entanto, no efeito estrutura, vemos que educação contribuiu para reduzir a desigualdade de rendimentos medida pelo Gini, ou seja, o aumento da escolarização no país tem aumentado a desigualdade entre grupos, mas reduzido a desigualdade intra grupos. Contudo, a resultante para educação ainda é concentradora (-14,4%), no período 1995-2011, indicando que é possível estarmos na parte ascendente da curva de Kuznets para educação.

Se considerarmos tanto o efeito composição quanto o efeito estrutura relacionados a cada variável, como fizemos acima para educação, vemos que a variável idade tem um grande papel distributivo (+122,7%) entre 1995 e 2011, enquanto a faixa +2 SM, ao contrário, tem um forte impacto concentrador sobre a distribuição de rendimentos do trabalho (-115,9%).

Nesta mesma linha, se olharmos para o ordenamento de ocupados em faixas de SM e considerarmos que o efeito direto da política de salário mínimo é caracterizado pela faixa de 0,9 a 1,1 SM, teríamos que o efeito do SM entre 1995 e 2011 foi distributivo em 22,1%, dos quais 11,8% se devem ao efeito composição e 10,4% se devem ao efeito estrutura. Esta faixa pode ser considerada como um bom identificador do efeito do SM uma vez que se espera que neste ponto do ordenamento estejam os principais afetados por uma política de valorização do piso salarial. Caso considerássemos um efeito expandido do SM (0,5 SM a 1,5 SM) como aquele que também leva em conta possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário, o impacto do SM seria distributivo em 46,6%, com o efeito composição

contribuindo em 30,9%⁵⁶. O fato de não ter havido aumento do peso da ocupação na faixa imediatamente anterior à do SM exato e ter aumentado o peso da faixa acima do SM com a valorização do piso salarial, sugere possíveis efeitos *spillover* e numérico abrangendo as faixas 0,5-0,9SM e 1,1-1,5SM, justificando nosso interesse em estudar os efeitos expandidos entre 0,5SM e 1,5SM.

Portanto, a partir do que foi exposto até aqui, podemos concluir que o salário mínimo teve um papel muito importante para explicar as mudanças ocorridas na distribuição de rendimentos do trabalho no período 1995-2011. Considerando os diferentes subperíodos, merece destaque o fato de o efeito desconcentrador do salário mínimo ser mais pronunciado entre 2002 e 2011, relativamente a 1995 e 2002. Adicionalmente, enquanto entre 1995 e 2002 a redução da desigualdade se deveu mais a uma evolução menos favorável da cauda superior da distribuição de rendimentos do trabalho, durante o período 2002-2011, a desigualdade se reduziu sobretudo devido à evolução positiva da cauda inferior da distribuição.

⁵⁶ Ferreira et al. (2014) encontram um efeito concentrador da política de SM entre 1995 e 2012 considerando tanto o efeito estrutura quanto o efeito composição da faixa que considera os trabalhadores que recebem até 1 SM. Guardando as devidas ressalvas, uma vez que existem algumas diferenças na forma de implementação do método FFL e na amostra analisada, o efeito para esta faixa entre 1995 e 2011 no nosso caso foi desconcentrador em 25,6%.

III.6 APÊNDICE ESTATÍSTICO

Compatibilização da variável Setor (Grupamento de atividade no trabalho principal)

Para os anos aqui analisados, a PNAD tem duas variáveis que indicam o Grupamento de atividade no trabalho principal para pessoas com pelo menos 10 anos de idade, a saber: V4709 para a década de 1990 e V4809 a partir de 2002. Elas não são comparáveis, sendo necessária uma compatibilização para que se possa fazer a análise de decomposição proposta para este capítulo.

Com base em um algoritmo desenvolvido por Vandeli dos Santos Guerra (IBGE) em 2003, as atividades econômicas da PNAD dos anos 1995 e 1998 foram reclassificadas para ficarem compatíveis com a variável V4809. Este algoritmo pode ser utilizado para a PNAD dos anos 1992 a 2001 para que a classificação dos grupamentos de atividade seja comparável àquela proposta a partir da PNAD do ano de 2002.

Abaixo apresentaremos o algoritmo. Em negrito estão as categorias compatíveis com a variável V4809:

Agrícola

$(011 \leq V9907 \leq 042)$ ou

$(V9907 = 581 \text{ e } V9008 \neq 01)$ ou

$(V9907 = 581 \text{ e } V9008 = 01 \text{ e } (V9032 = 2 \text{ ou } V9032 = 9))$ ou

$(V9907 = 901 \text{ e } (001 \leq V9906 \leq 006 \text{ ou } 301 \leq V9906 \leq 336))$ ou

$((V9907 = 545 \text{ ou } V9907 = 902) \text{ e } (001 \leq V9906 \leq 006 \text{ ou } 301 \leq V9906 \leq 336 \text{ ou } V9906 = 919))$

Indústria de transformação

$100 \leq V9907 \leq 300$ ou

$V9907 = 532 \text{ e } (V9906 < 477 \text{ ou } 477 < V9906 < 826 \text{ ou } V9906 > 826)$

Outras atividades industriais

$050 \leq V9907 \leq 059$ ou

$351 \leq V9907 \leq 353$

Construção

V9907 = 340 ou

V9907 = 524 ou

(V9907 = 542 e (V9906 = 489 ou V9906 = 520)) ou

(V9907 = 545 e (006 < V9906 < 301 ou 336 < V9906 < 919 ou V9906 > 919)) ou

(V9907 = 584 e V9906 = 521)

Comércio e reparação

410 ≤ V9907 ≤ 419 ou

421 ≤ V9907 ≤ 424 ou

521 ≤ V9907 ≤ 523 ou

V9907 = 525 ou

V9907 = 582 ou

(V9907 = 420 e (V9906 < 613 ou V9906 > 613)) ou

(V9907 = 584 e (631 ≤ V9906 ≤ 633 ou 645 ≤ V9906 ≤ 646)) ou

(V9907 = 532 e V9906 = 477)

Alojamento e alimentação

511 ≤ V9907 ≤ 512 ou

(V9907 = 420 e V9906 = 613)

Transporte, armazenagem e comunicação

471 ≤ V9907 ≤ 482 ou

V9907 = 583 ou

586 ≤ V9907 ≤ 588

Administração pública

(711 ≤ V9907 ≤ 727 e (V9029 = 1 ou V9029 = 6 ou V9029 = 9)) ou

V9907 = 611

Educação, saúde e serviços sociais

V9907 = 610 ou

621 ≤ V9907 ≤ 632 ou

(V9907 = 589 e $218 \leq V9906 \leq 222$)

Serviços domésticos

V9907 = 544

Outros serviços coletivos, sociais e pessoais

V9907 = 354 ou

V9907 = 463 ou

V9907 = 531 ou

V9907 = 541 ou

$551 \leq V9907 \leq 552$ ou

V9907 = 613 ou

$615 \leq V9907 \leq 619$ ou

(V9907 = 533 e ($481 \leq V9906 \leq 489$ ou $V9906 = 927$)) ou

(V9907 = 577 e $V9906 \neq 273$) ou

(V9907 = 578 e $V9906 = 261$) ou

(V9907 = 584 e $V9906 = 261$) ou

(V9907 = 901 e ($006 < V9906 < 301$ ou $V9906 > 336$)) ou

(V9907 = 532 e $V9906 = 826$)

Outras atividades

$451 \leq V9907 \leq 462$ ou

V9907 = 464 ou

V9907 = 543 ou

$571 \leq V9907 \leq 576$ ou

V9907 = 585 ou

V9907 = 612 ou

V9907 = 614 ou

V9907 = 801 ou

(V9907 = 533 e ($V9906 < 481$ ou $489 < V9906 < 927$ ou $V9906 = 928$)) ou

(V9907 = 542 e (V9906 < 489 ou 489 < V9906 < 520 ou V9906 > 520)) ou

(V9907 = 577 e V9906 = 273) ou

(V9907 = 578 e V9906 ≠ 261) ou

(V9907 = 584 e (V9906 < 261 ou 261 < V9906 < 521 ou 521 < V9906 < 631 ou 633 < V9906 < 645 ou V9906 > 646)) ou

(V9907 = 581 e V9008 = 01 e V9032 = 4) ou

(V9907 = 589 e (V9906 < 218 ou V9906 > 222)) ou

(711 ≤ V9907 ≤ 727 e 3 ≤ V9029 ≤ 5)

Atividades mal definidas ou não declaradas

V9907 = 903 ou

(V9907 = 902 e (006 < V9906 < 301 ou 336 < V9906 < 919 ou V9906 > 919))

Onde *V9906* é o Código da ocupação no trabalho principal da semana de referência (CBO) e *V9907* é o Código da atividade principal do empreendimento no trabalho principal da semana de referência (CNAE).

III.7 ANEXOS

Tabela 1A: Variação (em pontos percentuais) da proporção em cada subperíodo

	1998-1995	2002-1998	2006-2002	2011-2006
<i>Faixa de SM</i>				
Até 0,5 SM	0,3	-0,6	0,8	-0,6
0,5 a 0,9 SM	-0,5	1,6	0,8	-3,5
0,9 a 1,1 SM	-1,5	3,8	1,3	4,1
1,1 a 1,5 SM	-2,6	6,9	3,5	-1,5
1,5 a 2 SM	2,4	-0,1	1,1	-0,7
Mais de 2 SM	2,0	-11,6	-7,4	2,2
<i>Escolaridade</i>				
Menos de 1 ano	-2,1	-1,9	-2,9	0,6
De 1 a 3 anos	-1,7	-2,7	-2,8	-3,5
De 4 a 7	-2,3	-3,3	-3,5	-6,4
De 8 a 10	1,8	0,7	0,5	0,3
11 e mais	4,3	7,2	8,6	9,0
<i>Região</i>				
CO	0,5	0,0	0,0	0,7
NE	-0,2	-0,2	-0,9	-0,9
Norte	0,4	0,7	0,4	0,2
SE	-0,6	0,1	0,7	-0,1
Sul	-0,1	-0,6	-0,2	0,1
<i>Dummies</i>				
Chefe da família	0,6	-0,1	-1,2	-4,0
Mulher	0,8	1,8	1,7	1,7
Não branco	0,2	0,9	2,3	2,5
Formal	-0,5	0,8	5,4	8,1
<i>Setor de atividade</i>				
Agricultura	-2,5	-2,6	-2,5	-3,3
Outras atividades industriais	0,0	-0,2	0,2	-0,1
Indústria de transformação	-0,8	0,2	0,8	-1,8
Construção	0,8	0,0	-0,7	1,9
Comércio e reparação	0,7	1,0	1,1	0,1
Alojamento e alimentação	0,1	-0,4	0,2	1,2
Transporte, armazenagem e comunicação	0,4	0,2	-0,1	0,9
Administração pública	0,0	0,3	0,1	0,4
Educação, saúde e serviços sociais	0,7	0,5	0,3	0,5
Serviços domésticos	-0,3	0,0	-0,6	-0,7
Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	0,3	0,3	0,4	-0,4
Outros	0,7	0,7	0,8	1,3

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Tabela 2A: Estatísticas descritivas

Variáveis	1995			1998			2002			2006			2011		
	N	%	DP	N	%	DP	N	%	DP	N	%	DP	N	%	DP
<i>Faixa de SM</i>															
Até 0,5 SM	48675281	8,8	0,28	49039316	9,1	0,29	55543922	8,5	0,28	60132046	9,3	0,29	67355399	8,6	0,28
0,5 a 0,9 SM	48675281	6,1	0,24	49039316	5,6	0,23	55543922	7,2	0,26	60132046	8,0	0,27	67355399	4,5	0,21
0,9 a 1,1 SM	48675281	12,7	0,33	49039316	11,2	0,31	55543922	15,0	0,36	60132046	16,3	0,37	67355399	20,4	0,40
1,1 a 1,5 SM	48675281	11,4	0,32	49039316	8,8	0,28	55543922	15,7	0,36	60132046	19,2	0,39	67355399	17,7	0,38
1,5 a 2 SM	48675281	11,6	0,32	49039316	14,0	0,35	55543922	13,9	0,35	60132046	14,9	0,36	67355399	14,2	0,35
Mais de 2 SM	48675281	49,4	0,50	49039316	51,4	0,50	55543922	39,8	0,49	60132046	32,4	0,47	67355399	34,6	0,48
<i>Escolaridade</i>															
Menos de 1 ano	48675281	13,7	0,34	49039316	11,6	0,32	55543922	9,7	0,30	60132046	6,8	0,25	67355399	7,5	0,26
De 1 a 3 anos	48675281	16,4	0,37	49039316	14,6	0,35	55543922	11,9	0,32	60132046	9,1	0,29	67355399	5,7	0,23
De 4 a 7	48675281	34,4	0,47	49039316	32,1	0,47	55543922	28,8	0,45	60132046	25,3	0,43	67355399	18,9	0,39
De 8 a 10	48675281	14,4	0,35	49039316	16,3	0,37	55543922	17,0	0,38	60132046	17,5	0,38	67355399	17,7	0,38
11 e mais	48675281	21,1	0,41	49039316	25,4	0,44	55543922	32,6	0,47	60132046	41,2	0,49	67355399	50,2	0,50
<i>Região</i>															
CO	48675281	7,2	0,26	49039316	7,7	0,27	55543922	7,6	0,27	60132046	7,7	0,27	67355399	8,3	0,28
NE	48675281	23,9	0,43	49039316	23,7	0,43	55543922	23,5	0,42	60132046	22,6	0,42	67355399	21,7	0,41
Norte	48675281	4,0	0,20	49039316	4,4	0,21	55543922	5,1	0,22	60132046	5,5	0,23	67355399	5,7	0,23
SE	48675281	47,2	0,50	49039316	46,6	0,50	55543922	46,7	0,50	60132046	47,4	0,50	67355399	47,4	0,50
Sul	48675281	17,6	0,38	49039316	17,6	0,38	55543922	17,0	0,38	60132046	16,8	0,37	67355399	16,9	0,37
<i>Dummies</i>															

Chefe da família	48675281	55,5	0,50	49039316	56,0	0,50	55543922	56,0	0,50	60132046	54,8	0,50	67355399	50,8	0,50
Mulher	48675281	30,1	0,46	49039316	30,9	0,46	55543922	32,6	0,47	60132046	34,4	0,47	67355399	36,1	0,48
Não branco	48675281	42,6	0,49	49039316	42,8	0,49	55543922	43,7	0,50	60132046	46,0	0,50	67355399	48,5	0,50
Formal	48675281	52,3	0,50	49039316	51,8	0,50	55543922	52,6	0,50	60132046	58,0	0,49	67355399	66,1	0,47
Setor de atividade															
Agricultura	48675281	20,4	0,40	49039316	17,9	0,38	55543922	15,3	0,36	60132046	12,8	0,33	67355399	9,5	0,29
Outras atividades industriais	48675281	1,1	0,10	49039316	1,1	0,10	55543922	0,9	0,09	60132046	1,1	0,10	67355399	1,0	0,10
Indústria de transformação	48675281	16,7	0,37	49039316	15,9	0,37	55543922	16,1	0,37	60132046	16,8	0,37	67355399	15,1	0,36
Construção	48675281	8,2	0,28	49039316	9,1	0,29	55543922	9,1	0,29	60132046	8,4	0,28	67355399	10,3	0,30
Comércio e reparação	48675281	17,4	0,38	49039316	18,1	0,39	55543922	19,2	0,39	60132046	20,2	0,40	67355399	20,4	0,40
Alojamento e alimentação	48675281	4,2	0,20	49039316	4,3	0,20	55543922	3,9	0,19	60132046	4,1	0,20	67355399	5,3	0,22
Transporte, armazenagem e comunicação	48675281	5,1	0,22	49039316	5,5	0,23	55543922	5,7	0,23	60132046	5,6	0,23	67355399	6,5	0,25
Administração pública	48675281	5,0	0,22	49039316	4,9	0,22	55543922	5,2	0,22	60132046	5,3	0,22	67355399	5,6	0,23
Educação, saúde e serviços sociais	48675281	5,6	0,23	49039316	6,4	0,24	55543922	6,9	0,25	60132046	7,2	0,26	67355399	7,7	0,27
Serviços domésticos	48675281	7,2	0,26	49039316	6,9	0,25	55543922	6,9	0,25	60132046	6,4	0,24	67355399	5,6	0,23
Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	48675281	2,6	0,16	49039316	2,9	0,17	55543922	3,2	0,18	60132046	3,6	0,19	67355399	3,3	0,18
Outras atividades	48675281	6,1	0,24	49039316	6,7	0,25	55543922	7,5	0,26	60132046	8,3	0,28	67355399	9,6	0,30
Atividades mal definidas	48675281	0,2	0,05	49039316	0,3	0,06	55543922	0,2	0,05	60132046	0,2	0,04	67355399	0,1	0,03

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

CAPÍTULO IV: SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE DO RENDIMENTO DOMICILIAR *PER CAPITA* NO BRASIL

IV.1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste capítulo é mensurar a contribuição do salário mínimo (SM) para a redução da desigualdade do rendimento domiciliar no Brasil entre 1995 e 2013, considerando, além do seu papel como piso salarial do mercado de trabalho, também sua função de piso da Previdência Social e sua vinculação ao Benefício de Prestação Continuada (BPC).

Enquanto nos países desenvolvidos o salário mínimo se restringe ao mercado de trabalho, nos países em desenvolvimento ele cumpre diversas outras funções como, por exemplo, instrumento de política macroeconômica no controle da inflação ou estímulo à demanda. De acordo com Foguel et al. (2014), alterações na política de salário mínimo tendem a afetar variáveis macroeconômicas como nível de emprego, a demanda por bens e serviços de determinados setores da economia, a taxa de inflação, a demanda por crédito, o consumo das famílias e o déficit público.

Ademais, no Brasil, o salário mínimo, desde a Constituição de 1988, está vinculado à Seguridade Social como piso de aposentadorias e pensões e, na prática desde 1996, como valor do BPC, cujo público-alvo são idosos e deficientes de baixa renda, que não têm condições de prover sua própria subsistência. O salário mínimo também é o piso do seguro-desemprego e o valor pago anualmente como abono salarial a trabalhadores cadastrados no PIS/PASEP há pelo menos cinco anos, que receberam em média até dois salários mínimos mensais no ano anterior e que trabalharam por pelo menos 30 dias com vínculo empregatício.

Neste sentido, ele vai além do mercado de trabalho, afetando a distribuição de rendimentos como um todo por diversos canais. Como vimos no capítulo II, a literatura nacional tem centrado suas análises no papel distributivo do salário mínimo apenas no mercado de trabalho. A exceção é o trabalho de Saboia (2007) que, analisando o período 1995-2005, faz simulações⁵⁷ tanto para o rendimento do trabalho quanto para o rendimento de aposentadorias e pensões. Seus resultados indicam que 62% da queda do índice de Gini da distribuição de salários podem ser atribuídos ao SM, proporção que chega a 82% no caso do Gini da distribuição de aposentadorias e pensões. O efeito para o rendimento familiar *per capita* foi estimado em 64%.

A contribuição deste capítulo, portanto, é incorporar à análise os demais canais pelos quais a política de SM pode afetar a distribuição de rendimento domiciliar *per capita* (rdpc):

⁵⁷ O autor cria distribuições contrafactuais pela substituição do valor do SM entre pares de anos para os indivíduos nos quais se espera que sejam afetados por uma alteração da política de salário mínimo. Além disso, o autor faz alguns ajustes para levar em conta a alteração da proporção de pessoas recebendo o SM no período.

Previdência e Assistência⁵⁸. Para isto vamos utilizar a adaptação da metodologia de Barros et al. (2006b) feita por Azevedo et al. (2012), na qual são realizadas diversas simulações de contrafactuais para os componentes que formam a equação de rendimento domiciliar *per capita*, com o intuito de mensurar o efeito médio de cada componente sobre as mudanças ocorridas na sua distribuição. Além de captar o efeito da mudança do valor do salário mínimo, também buscamos captar o efeito da mudança na proporção de recebedores do SM no domicílio para cada canal analisado.

Este capítulo está organizado em seis seções além desta introdução. A seção 2 apresenta a metodologia que utilizaremos no capítulo, enquanto a seção 3 traz as estatísticas descritivas dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos analisados. A seção 4 discute os resultados estimados para o período 1995-2013 e para os subperíodos 1995-1998, 1998-2002, 2002-2006, 2006-2011 e 2011-2013. Na seção 5 fazemos um breve exercício buscando identificar o efeito do Programa Bolsa Família (PBF) para a redução da desigualdade entre 2006 e 2011. Finalizamos com as principais conclusões na seção 6.

Dentre os resultados deste capítulo, temos que o salário mínimo contribuiu em 72,4% para a redução do índice de Gini entre 1995 e 2013, sendo de 37,7% a contribuição do salário mínimo pelo canal da previdência, de 26,3% pelo canal do mercado de trabalho e de 8,4% pelo canal da assistência social. Analisando o subperíodo 2006-2011, estimamos o efeito do salário mínimo para a redução da desigualdade, pelos três canais possíveis, em 32,5%, enquanto o Programa Bolsa Família (PBF) contribuiu em 9,6%.

IV.2 METODOLOGIA

Neste capítulo, utilizaremos a metodologia proposta por Barros et al. (2006b) e adaptada por Azevedo et al. (2012), na qual são realizadas simulações contrafactuais para identificar e quantificar a contribuição de diversos fatores para as alterações observadas na distribuição de rendimento domiciliar *per capita* entre períodos. Como a ordem das simulações pode afetar o resultado encontrado para cada termo da equação de rendimento domiciliar *per capita*, usaremos a decomposição de Shapley (1953), que faz uma média dos resultados encontrados em todas as simulações para cada componente⁵⁹.

A base de dados utilizada será a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE), que possui abrangência nacional e periodicidade anual. Os anos analisados serão 1995, 1998, 2002, 2006, 2011 e 2013. Como no capítulo III, optou-se por analisar os anos iniciais e finais de cada governo pós estabilização monetária: 1995-1998 (primeiro mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso), 1998-2002 (segundo FHC), 2002-2006 (primeiro Lula), 2006-2011 (segundo Lula) e 2011-2013 (parte do governo da presidente Dilma Rousseff). Ainda que o segundo governo FHC comece em 1999, optou-se por utilizar

⁵⁸ O recebimento de abono salarial não é identificado na PNAD, nem o valor do seguro-desemprego para aqueles que respondem ter recebido tal benefício. Portanto, estes potenciais canais não serão considerados neste capítulo.

⁵⁹ Para isto, utilizaremos o comando “*adecomp*” do Stata, desenvolvido por Azevedo et al. (2012).

sempre o último ano do governo anterior como o primeiro do governo subsequente, para manter a continuidade da série. Como o segundo governo Lula termina em 2010, ano de Censo Demográfico em que não se realiza a PNAD, utilizamos a PNAD de 2011 para seu fechamento. Utilizamos a PNAD 2013 como fim da série por ser a última disponível até o momento.

O objeto de análise deste capítulo é o rendimento domiciliar *per capita*, logo nossa amostra para cada ano é em média de 101.344 domicílios⁶⁰. Foram considerados apenas os domicílios com informação de rendimento mensal domiciliar, ou seja, foram excluídos os domicílios em que o rendimento domiciliar era “Ignorado”. Isto ocorre quando no domicílio pelo menos uma fonte de renda de qualquer morador é não respondida ou não passa pela crítica de dados do IBGE, sendo, portanto, ignorada, a fim de não afetar o nível do rendimento. Conforme a tabela abaixo, em média a perda de domicílios por falta de informação do rendimento domiciliar nos anos utilizados neste capítulo foi de 2,9%.

Tabela 12: Amostra de domicílios

Ano	Número de domicílios	Número de domicílios com renda domiciliar válida	% de perda
1995	85.270	83.455	2,1
1998	90.913	88.562	2,6
2002	105.984	103.915	2,0
2004	110.353	108.008	2,1
2006	116.046	113.827	1,9
2011	109.129	103.690	5,0
2013	113.411	107.949	4,8

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Para a construção do rendimento mensal domiciliar *per capita*, foram excluídas do domicílio as pessoas cuja condição era empregado doméstico, parente de empregado doméstico ou pensionista e foram considerados os rendimentos das pessoas com idade maior ou igual a 10 anos, como recomendado pela pesquisa⁶¹. Todos os rendimentos utilizados na construção do rendimento domiciliar *per capita* foram deflacionados para setembro de 2013, com base no deflator para pesquisas domiciliares do IBGE proposto por Foguel e Corseuil (2002).

IV.2.1 Variáveis do modelo

O rendimento domiciliar *per capita* é o rendimento mensal domiciliar (Y_{dom}) dividido pelo número de moradores do domicílio (n), que exclui pensionistas, empregados

⁶⁰ Como nossa análise inclui anos antes de 2004, foram retiradas da amostra as áreas rurais da região Norte para permitir a comparação.

⁶¹ Para detalhes, ver o Glossário da PNAD. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/glossario_PNAD.pdf

domésticos e parentes do empregado doméstico. Já o rendimento domiciliar é o somatório do rendimento y_i dos moradores com 10 anos ou mais de idade do domicílio. Assim:

$$(1) Y_{pc} = \frac{Y_{dom}}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

Podemos abrir o rendimento domiciliar em rendimento do trabalho e rendimento não trabalho (Previdência, Assistência e Outras fontes).

$$(2) Y_{dom} = Y_T + Y_{NT} = Y_{Trabalho} + Y_{Previdência} + Y_{Assistência} + Y_{Outras}$$

Como nosso interesse está em mensurar a contribuição do salário mínimo para as alterações no rendimento domiciliar *per capita*, podemos subdividir o rendimento domiciliar em rendimento do trabalho dos ocupados⁶² que ganham o piso salarial⁶³, rendimento da previdência dos aposentados ou pensionistas que ganham 1 SM, rendimento proveniente do BPC, cujo valor é 1 SM, e outros rendimentos, que incluem rendimento do trabalho não SM, rendimento da previdência não SM, rendimento proveniente de abono permanência, aluguel, doação, juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais⁶⁴ e outros rendimentos.

$$(3) Y_{dom} = Y_{Trab.SM} + Y_{Prev.SM} + Y_{BPC} + Y_{Outros}$$

Se dividirmos a equação 3 pelo número de moradores do domicílio, chegaremos ao rendimento domiciliar *per capita*.

$$(4) \frac{Y_{dom}}{n} = \frac{Y_{Trab.SM}}{n} + \frac{Y_{Prev.SM}}{n} + \frac{Y_{BPC}}{n} + \frac{Y_{Outros}}{n}$$

Reescrevendo a equação 4, podemos separar os efeitos de quantidade e preço relacionados ao salário mínimo (SM). O efeito quantidade seria a proporção de recebedores do SM no domicílio conforme cada canal possível (mercado de trabalho, previdência e BPC). Por outro lado, o efeito preço seria dado pelo rendimento médio proveniente de cada canal de SM. Assim:

$$(5) \frac{Y_{dom}}{n} = \left(\frac{n_{ocupSM}}{n} * \frac{Y_{Trab.SM}}{n_{ocupSM}} \right) + \left(\frac{n_{prevSM}}{n} * \frac{Y_{Prev.SM}}{n_{prevSM}} \right) + \left(\frac{n_{BPC}}{n} * \frac{Y_{BPC}}{n_{BPC}} \right) + \frac{Y_{Outros}}{n}$$

$$(6) Y_{pc} = (\%SM_T * Y_{SM.T}) + (\%SM_P * Y_{SM.P}) + (\%SM_A * Y_{SM.A}) + Y_{Out.pc}$$

⁶² Os trabalhadores na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso não serão aqui considerados ocupados pela especificidade do tipo de ocupação.

⁶³ No caso do mercado de trabalho, consideraram-se como salário mínimo os valores dentro da faixa de 0,95 a 1,05 SM. Para a Previdência e a Assistência, no entanto, foram considerados apenas os valores exatos. Espera-se que no mercado de trabalho a autodeclaração do rendimento oscile mais que na Seguridade Social, uma vez que o informante pode declarar possíveis descontos ou acréscimos ocorridos no mês de referência da pesquisa.

⁶⁴ Na PNAD, os rendimentos provenientes de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais (BPC, Bolsa Família) e outros rendimentos estão agrupados em uma única variável (V1273). Dentre as variáveis que aparecem no corpo básico da pesquisa, não há a identificação direta de programas sociais. Para identificar este benefício, supusemos que quando o entrevistado informasse na variável V1273 o recebimento de um salário mínimo exato, este seria de BPC.

Desta forma, o rendimento domiciliar *per capita* pode ser decomposto em um componente que mede a proporção de moradores que são ocupados e recebem 1 SM no mercado de trabalho ($\%SM_T$), outro componente que mede a remuneração média destes ocupados que ganham o piso (YSM_T), um componente referente à proporção de moradores que são aposentados ou pensionistas e que ganham o piso da Previdência ($\%SM_p$), outro referente ao rendimento médio recebido por estes na Previdência (YSM_p), um componente para a proporção de moradores que recebem BPC (SM na Assistência - $\%SM_A$), outro para o rendimento médio recebido como BPC (YSM_A) e finalmente um componente que agrega todas as demais fontes de renda.

Com base em Barros et al. (2006b) e Azevedo et al. (2012), faremos simulações com a equação 5 entre pares de anos, visando mensurar o efeito de cada componente para a variação de estatísticas de desigualdade (índice de Gini) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no período. Na próxima subsecção, descreveremos mais detalhadamente o método que vamos utilizar.

IV.2.2 Método

Seja γ uma medida de desigualdade. Esta medida será uma função $\varphi(\cdot)$ da função de densidade acumulada $F(\cdot)$ da rdpc, que depende de cada um dos fatores abaixo:

$$(7) \gamma = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{n_{ocupSM}}{n}, \frac{n_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$$

Como as distribuições de rendimento *per capita* para os períodos 0 e 1 são conhecidas (2006 e 2011, por exemplo), podemos construir distribuições contrafactuais para o período 1 pela substituição do nível observado dos indicadores do período 0, um a um. Para cada distribuição contrafactual, podemos calcular uma medida de desigualdade (Gini, por exemplo) e interpretar este contrafactual como o nível de desigualdade que prevaleceria na ausência da mudança naquele indicador.

Neste sentido, o impacto de uma mudança na parcela de ocupados que recebem SM sobre a medida de desigualdade, por exemplo, seria calculado pela substituição do valor de $\frac{n_{ocupSM}}{n}$ observado no período 0 pelo observado no período 1:

$$(8) \hat{\gamma} = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{n_{\widehat{ocupSM}}}{n}, \frac{n_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$$

Esta contribuição seria, portanto, a diferença entre o γ observado no período 1 e o estimado pelo contrafactual, $\hat{\gamma}$.

Conforme Azevedo et al. (2013), Barros et al. (2006b) computam cada simulação contrafactual de uma forma aninhada, ou seja, identificam a contribuição que as interações entre duas variáveis têm em mudanças de bem-estar em primeiro lugar, calculando o impacto conjunto de um subconjunto de variáveis, e, em seguida, subtraem o impacto marginal de cada variável uma a uma.

Ao contrário, a adaptação feita por Azevedo et al. (2012) calcula uma distribuição contrafactual cumulativa por adição de uma variável de cada vez. O impacto das mudanças em cada uma das variáveis e suas interações com todas as outras variáveis são calculadas como a diferença entre os contrafactuais cumulativos em uma possível ordem (*path*). Em contraste com a abordagem original de Barros et al. (2006b), este método não identifica separadamente a contribuição da interação entre as variáveis nas mudanças distributivas observadas, pois, conforme os autores, isso “seria parcial na melhor das hipóteses, uma vez que a alteração de qualquer variável poderia potencialmente afetar todas as outras variáveis” (Azevedo et al., 2012, p. 9) e não só aquelas que estão sendo manipuladas em pares.

O quadro abaixo ilustra a metodologia a ser utilizada neste capítulo em um possível caminho. Este exemplo pode ser feito com diversas variações de ordem em que os contrafactuais são gerados e adicionados.

Quadro 3:

$\gamma_0 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{n_{ocupSM}}{n}, \frac{n_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Taxa de desigualdade inicial: γ_0
$\hat{\gamma}_1 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{n_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Contribuição da parcela de ocupados SM: $(\gamma_1 - \gamma_0)$
$\hat{\gamma}_2 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Contribuição da parcela de previdência SM: $(\gamma_2 - \gamma_1)$
$\hat{\gamma}_3 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{prevSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Contribuição da parcela de BPC: $(\gamma_3 - \gamma_2)$
$\hat{\gamma}_4 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{prevSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{BPC}}{n}, \hat{Y}_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Contribuição do SM no trabalho: $(\gamma_4 - \gamma_3)$
$\hat{\gamma}_5 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{prevSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{BPC}}{n}, \hat{Y}_{SM.T}, \hat{Y}_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Contribuição do SM na previdência: $(\gamma_5 - \gamma_4)$
$\hat{\gamma}_6 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{prevSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{BPC}}{n}, \hat{Y}_{SM.T}, \hat{Y}_{SM.P}, \hat{Y}_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Contribuição do SM na assistência: $(\gamma_6 - \gamma_5)$
$\hat{\gamma}_7 = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(\hat{n}, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{prevSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{BPC}}{n}, \hat{Y}_{SM.T}, \hat{Y}_{SM.P}, \hat{Y}_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Contribuição do número de moradores: $(\gamma_7 - \gamma_6)$
$\gamma_F = \varphi \left(F \left(Y_{pc} \left(n, \frac{n_{ocupSM}}{n}, \frac{n_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Taxa de desigualdade final: contribuição de Outras rendas $(\gamma_F - \gamma_7)$

Cabe lembrar que, assim como a maioria dos métodos de decomposição, esta metodologia é *path dependent*, ou seja, a ordem das simulações afeta o resultado. Para remediar este problema, os autores propõem uma decomposição de Shapley, cujo cálculo envolve a decomposição cumulativa em cada ordem possível, e em seguida a média dos resultados para cada componente. O efeito médio para cada variável é também conhecido como a estimativa Shapley-Shorrocks de cada componente.

No entanto, um problema não remediável é que esta metodologia não considera efeitos de equilíbrio geral. Uma vez que estamos modificando apenas um elemento de cada vez, os contrafactuais não são o resultado de um equilíbrio econômico, mas apenas um exercício fictício no qual se assume a hipótese de que podemos de fato modificar um fator de cada vez, mantendo tudo o mais constante.

IV.3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Nesta seção apresentaremos algumas estatísticas que descrevem a evolução das variáveis que compõem o rendimento domiciliar. Como nosso objetivo é analisar a importância do salário mínimo para o rendimento domiciliar, vale mostrar a proporção dos domicílios em que existe alguém recebendo o salário mínimo, seja como rendimento do trabalho, seja como aposentadoria ou pensão, seja como benefício assistencial.

Em 1995 havia 38,1 milhões de domicílios com rendimento domiciliar válido na PNAD (após a expansão), número que aumentou para 40,9 milhões em 1998, 47,6 milhões em 2002, 52,8 milhões em 2006, 58,2 milhões em 2011 e 61 milhões em 2013.

Conforme a tabela 13, do total de domicílios com rendimento domiciliar válido, 88,2% tinham pelo menos um morador ocupado em 1995, proporção que tem caído ao longo dos últimos anos, atingindo 81,6% em 2013. A proporção de domicílios com pelo menos um ocupado que recebe o salário mínimo era de 15,9% em 1995, alcançando 17,9% em 2013. Já a proporção de domicílios com pelo menos um aposentado ou pensionista tem crescido no período, passando de 32,2% para 35,7% entre 1995 e 2013, o que condiz com o envelhecimento da população. Neste período, também cresceu a proporção de domicílios com pelo menos um aposentado ou pensionista que recebe o piso da Previdência: 16,4% em 1995 e 20% em 2013. Por outro lado, a proporção de domicílios com pelo menos um beneficiário do BPC é bastante reduzida na PNAD, ganhando importância a partir de 2006.

Tabela 13: Percentual de domicílios e pessoas, segundo presença de ocupados, aposentados e pensionistas, beneficiários do BPC e recebimento de SM – 1995-2013

	1995	1998	2002	2006	2011	2013
Domicílios totais (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Domicílios com pelo menos 1 ocupado (a)	88,2	86,4	85,9	85,2	82,7	81,6
Domicílios com pelo menos 1 ocupado de SM (b)	15,9	11,2	16,7	17,7	16,0	17,9
Domicílios com pelo menos 1 aposentado ou pensionista (c)	32,2	34,4	34,9	34,9	35,6	35,7
Domicílios com pelo menos 1 aposentado ou pensionista de SM (d)	16,4	19,4	19,4	19,3	19,6	20,0
Domicílios com pelo menos 1 beneficiário do BPC (e)	0,3	0,3	0,7	2,7	2,4	2,7
Pessoas totais (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Pessoas ocupadas (f)	42,6	41,4	42,8	44,7	45,3	45,3
Pessoas ocupadas de SM (g)	4,9	3,5	5,4	6,1	5,9	6,9
Pessoas aposentadas ou pensionistas (h)	10,2	11,3	12,1	12,8	14,3	14,8
Pessoas aposentadas ou pensionistas de SM (i)	5,0	6,3	6,6	6,9	7,7	8,1
Pessoas beneficiárias do BPC (j)	0,1	0,1	0,2	0,9	0,8	1,0
Razão:						
b/a	18,0	13,0	19,4	20,8	19,3	22,0
d/c	50,9	56,5	55,6	55,3	55,0	56,1
g/f	11,5	8,4	12,6	13,7	13,1	15,2
i/h	48,5	55,3	54,3	53,6	53,8	54,9

Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

No terceiro bloco de indicadores da tabela 13, temos a razão entre a proporção de domicílios com pelo menos um ocupado de SM e os domicílios com pelo menos um morador ocupado. Esta razão era de 18% em 1995, mas aumentou para 22% em 2013, mostrando uma maior importância do salário mínimo como fonte de rendimento para os domicílios. Isto também pode ser observado pela evolução da proporção de domicílios com pelo menos um aposentado ou pensionista que ganha o SM dentro os domicílios com beneficiários da Previdência social: aumento de 50,9% para 56,1% entre 1995 e 2013.

Analisando o total de pessoas no período 1995-2013, temos que aumentou a proporção de ocupados (de 42,6% para 45,3%), bem como a proporção de ocupados que ganham o SM (de 4,9% para 6,9%), o que corresponde a um aumento de 11,5% para 15,2% da razão entre o número de pessoas ocupadas de SM e o número de pessoas ocupadas. Em 2013, segundo dados da PNAD, 12,8 milhões de pessoas ganhavam o SM no mercado de trabalho. Da mesma forma, aumentou tanto a proporção de pessoas na Previdência quanto a proporção de pessoas que recebem o piso nela. Enquanto em 1995, 48,5% dos aposentados e pensionistas ganhavam 1 SM, em 2013 esta proporção alcançou 54,9%. Neste ano, 15 milhões de aposentados e pensionistas recebiam o piso previdenciário.

Ainda que o Benefício de Prestação Continuada tenha sido previsto na Constituição de 1988, existem registros administrativos sobre sua concessão desde 1996, ano efetivo da implantação do BPC-LOAS e da extinção da Renda Mensal Vitalícia (Kerstenetzky, 2012). Conforme o Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS)⁶⁵, em dezembro de 1996 eram concedidos 346 mil benefícios, número que aumentou para 848 mil

⁶⁵ Disponível em: http://www.mds.gov.br/relecrs/bpc/1_tab_evolucao_concessao.htm e http://www.mds.gov.br/relecrs/bpc/download_beneficiarios_bpc.htm.

em 1998, 1,6 milhão em 2002, 2,5 milhões em 2006, 3,6 milhões em 2011, atingindo cerca de 4 milhões em 2013⁶⁶.

No entanto, a captação deste benefício na PNAD é bastante complicada, seja por erros de declaração do informante que confunde o benefício à aposentadoria ou pensão, seja por viés de captação, isto é, problemas de captação nos locais selecionados pela pesquisa. Souza (2013) identifica três possíveis razões para haver viés de captação no caso dos programas sociais na PNAD, a saber: 1) os indivíduos de interesse estão geograficamente concentrados ou são difíceis de serem amostrados; 2) os indivíduos de interesse são de fato sorteados, mas, propositalmente ou não, não informam que participam de determinados programas (ou o caso oposto); e 3) a ausência de variáveis que identifiquem o beneficiário no corpo básico da pesquisa. A tabela 14 apresenta o número de pessoas que recebiam o BPC em cada ano analisado conforme as estimativas da PNAD e os registros administrativos.

Tabela 14: Pessoas beneficiárias do BPC na PNAD e nos registros administrativos

Pessoas beneficiárias do BPC-Loas	1995*	1998	2002	2006	2011	2013
Valores típicos da PNAD (a)	129.663	111.348	373.849	1.544.446	1.492.934	1.815.977
Registros administrativos (b)	346.219	848.299	1.560.854	2.477.485	3.595.337	3.964.192
Razão entre (a) e (b)	0,37	0,13	0,24	0,62	0,42	0,46

*Registro administrativo para 1996, dados da PNAD para 1995.

Fonte: PNAD/IBGE e MDS.

Desta forma, utilizando a metodologia de valores típicos da PNAD e considerando os domicílios de nossa amostra, a identificação do BPC na PNAD em relação aos registros administrativos só foi maior que 50% em 2006. Enquanto a PNAD identificava 1,5 milhão de beneficiários em 2006, os registros administrativos informavam a concessão de 2,5 milhões de benefícios em dezembro deste ano. No entanto, ainda que haja subestimação do BPC na pesquisa, conforme Soares et al. (2007), a PNAD consegue refletir de forma razoável a distribuição regional dos dados administrativos. Mesmo assim, os resultados que serão apresentados na seção seguinte, levando em conta o salário mínimo como valor do BPC, devem ser tomados com alguma cautela.

Se considerarmos os três possíveis canais de acesso ao salário mínimo – mercado de trabalho, Previdência Social e BPC –, podemos estimar com base na PNAD que, em 2013, uma alteração em seu valor atingiria diretamente cerca de 30 milhões de pessoas.

A tabela 15 traz a média do rendimento domiciliar *per capita* (rdpc) em reais de 2013 para os anos de nossa análise, bem como em salários mínimos. Calculamos a média considerando os domicílios com rendimento domiciliar zero e também os excluindo.

⁶⁶ Conforme Kerstenetzky (2012), em 2003 o estatuto do idoso reduziu de 67 para 65 anos a idade de elegibilidade ao BPC e, em 2007, houve uma flexibilização do conceito de deficiência. Ambas as medidas contribuíram para aumentar o público-alvo do benefício assistencial.

Tabela 15: Média do rendimento domiciliar *per capita* em R\$ e em salários mínimos

	1995	1998	2002	2006	2011	2013
Média do rdpc (total) - em R\$*	817,46	832,59	801,85	890,48	1024,06	1130,53
Média do rdpc (rdpc > 0) - em R\$	829,57	845,61	812,50	898,98	1040,18	1151,93
Valor real do SM - em R\$	319,51	343,61	393,51	515,00	609,00	678,00
Média do rdpc (total) - em SM	2,6	2,4	2,0	1,7	1,7	1,7
Média do rdpc (rdpc > 0) - em SM	2,6	2,5	2,1	1,7	1,7	1,7

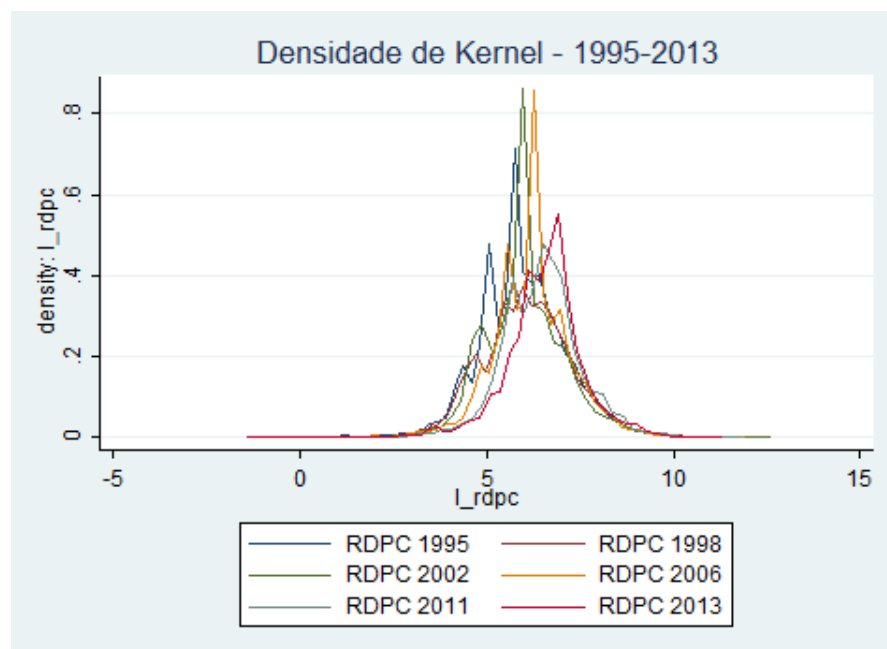
* Deflacionado para 2013 com base em Foguel e Corseuil (2002).

Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

Enquanto em 1995, os domicílios tinham rendimento domiciliar *per capita* em média de R\$817, o que equivalia a 2,6 vezes o salário mínimo real da época, em 2013 a média do rdpc era de R\$1.130, ou 1,7 salários mínimos⁶⁷. Portanto, com a valorização do salário mínimo, diminuiu entre 1995 e 2013 o rendimento domiciliar *per capita* em termos de SM. Na verdade, esta diminuição ocorreu entre 1995 e 2006, estando constante esta relação desde então.

O gráfico 5 apresenta a estimativa da densidade de Kernel do logaritmo do rendimento domiciliar *per capita* (inclusive domicílios com rdpc igual a zero) para cada ano. A densidade de Kernel é uma forma não-paramétrica para estimar a função de densidade de probabilidade de uma variável aleatória. O que podemos observar é que a distribuição do rdpc se tornou mais estreita e se deslocou para a direita entre 1995 e 2013, o que condiz com o aumento do rendimento médio e com a redução da desigualdade ocorridos no período.

Gráfico 5:

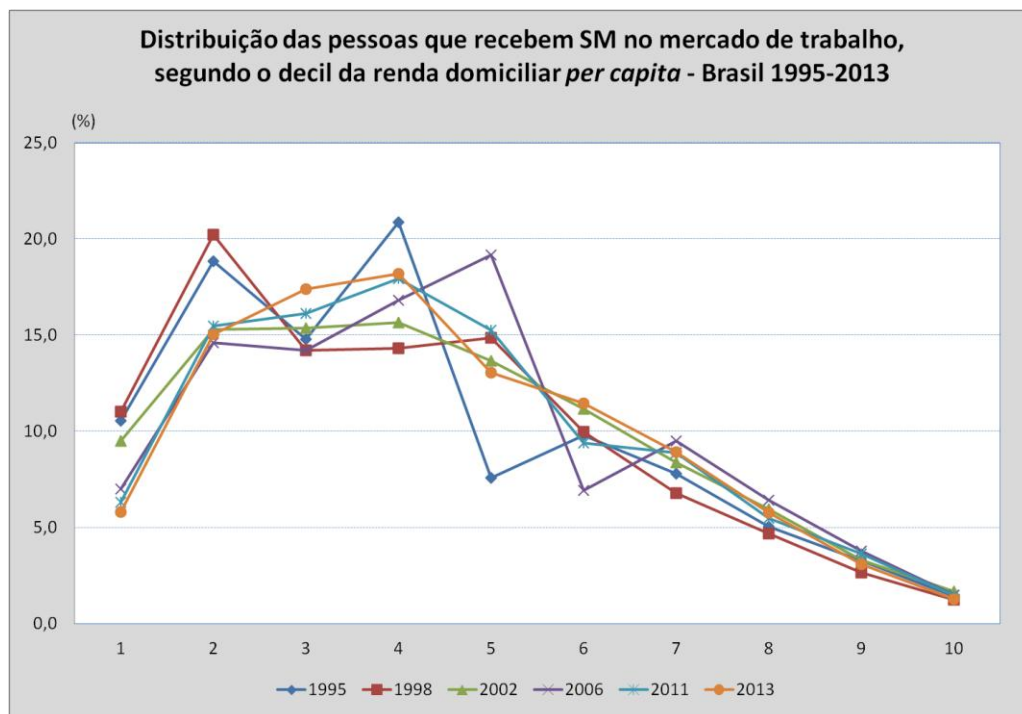


Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

⁶⁷ As diferenças quando se exclui os domicílios com rendimento zero não são muito significativas.

A partir dos próximos gráficos, vamos ilustrar em que posição da distribuição de rendimento domiciliar *per capita* (eixo x) os recebedores de SM em cada canal se localizam, o que pode contribuir para o entendimento dos resultados que vamos apresentar na seção seguinte. O gráfico 6 traz a distribuição dos ocupados que ganham SM segundo os decis de rdpc para os anos da série.

Gráfico 6:



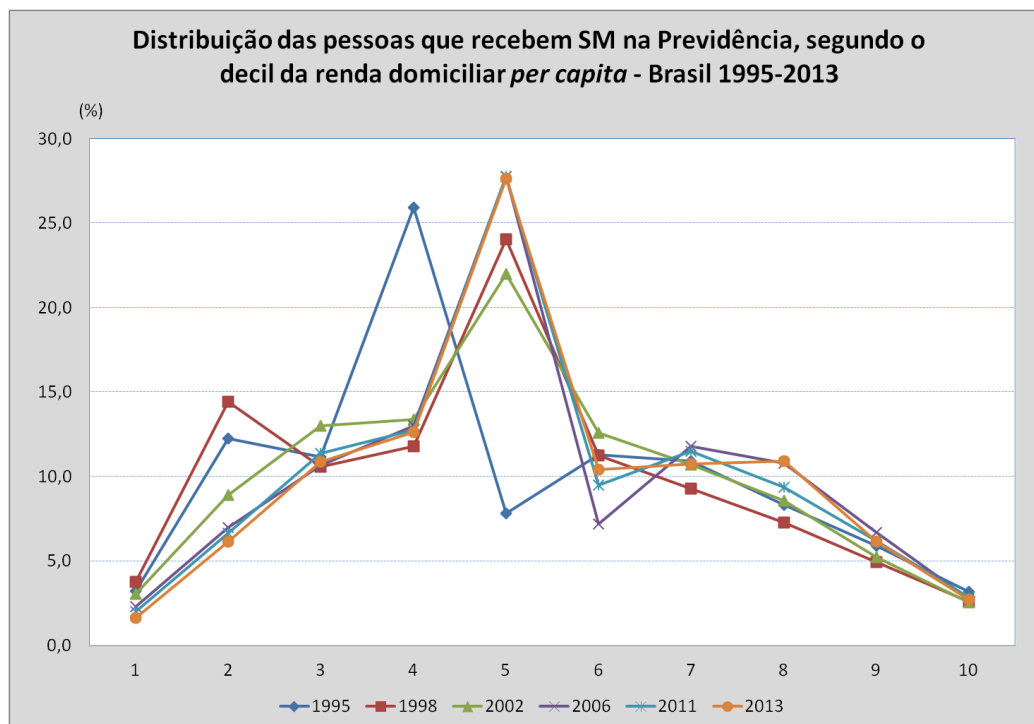
Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

Nele podemos observar que, independente do ano, o salário mínimo tem grande influência sobre os ocupados com rendimento domiciliar *per capita* localizado na primeira metade da distribuição. O primeiro pico aparece em torno do segundo decil de rdpc, sobretudo nos anos 1995 e 1998. O maior pico para 1995 ocorre em torno do 4º decil. Com a valorização do SM, é esperado que seus recebedores se movimentassem para a direita da distribuição, o que de fato aconteceu em 2006, quando o pico ocorreu em torno da mediana e a valorização do SM relativamente a 2002 foi de 30,9%. A partir de 2006, no entanto, as variações positivas do valor real do SM tiveram sua magnitude reduzida, como veremos na tabela 10 da próxima seção, o que pode explicar o fato de os picos de 2011 e 2013 serem menos pronunciados que os demais anos e se darem nos decis três e quatro.

O gráfico 7 apresenta a distribuição dos aposentados e pensionistas que ganham o piso da Previdência, conforme os decis de rdpc. Diferentemente do observado no mercado de trabalho, na Previdência os recebedores do SM tendem a se concentrar em torno da mediana, exceto no ano 1995, cujo pico mais pronunciado ocorreu em torno do quarto decil. Outra diferença está no fato de a concentração na mediana ser de igual magnitude tanto em 2006

quanto nos anos mais recentes (2011 e 2013). O ano de 2002 é o de menor pico sobre a mediana, tendo uma proporção acima de 2006, 2011 e 2013 nos primeiros decis de rdpc.

Gráfico 7:

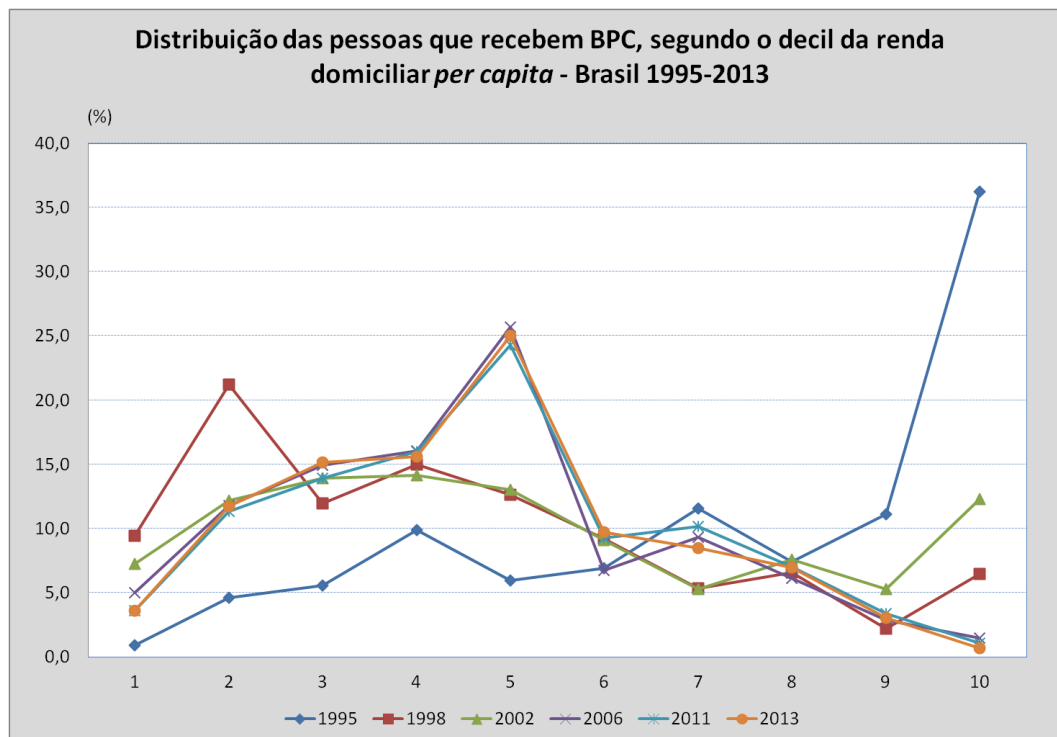


Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

O gráfico 8, por seu turno, traz a localização na distribuição de rdpc dos beneficiários do BPC, cujo valor está vinculado ao salário mínimo. Como visto anteriormente, a captação deste benefício nos dados da PNAD não é muito satisfatória, principalmente nas PNADs da década de 1990⁶⁸, o que pode prejudicar a análise que faremos. Assim, considerando a partir de 2002, vemos que os recebedores de SM na Assistência tendem a se concentrar na primeira metade da distribuição de rendimento domiciliar, havendo picos para 2006, 2011 e 2013 em torno da mediana.

⁶⁸ Como o BPC foi de fato implantado em 1996, a linha do gráfico 8 para o ano de 1995 deve ser desconsiderada.

Gráfico 8:



Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

Desta forma, podemos esperar efeitos distributivos da valorização do SM ocorrida nos últimos quase 20 anos, uma vez que no mercado de trabalho ele tende a afetar principalmente a cauda inferior da distribuição, enquanto na previdência e na assistência ele tende a se concentrar nos domicílios com rendimento mediano.

Na próxima seção, vamos analisar mais a fundo a desigualdade da distribuição de rendimento domiciliar *per capita* no Brasil no período 1995-2013, buscando mensurar o papel do salário mínimo nas mudanças ocorridas no índice de Gini⁶⁹.

IV.4 RESULTADOS

Começaremos esta seção descrevendo o comportamento do índice de Gini e do salário mínimo real em cada subperíodo, uma vez que a intensidade de valorização do mínimo variou bastante entre os pares de ano, como vimos no capítulo III. As variações apresentadas na tabela 16 foram calculadas utilizando-se os dados da PNAD. Os rendimentos estão deflacionados com base no deflator proposto por Foguel e Corseuil (2002).

⁶⁹ O comando *adecomp* apresenta resultados para Gini e Theil. Contudo, as estimativas da diferença do Theil entre períodos geradas pelo *adecomp* não coincidem com as diferenças calculadas quando se utiliza o Theil T ou Theil L gerados por outros comandos do *Stata*. Por isso, optamos por apresentar apenas os resultados para Gini, cujas diferenças foram confirmadas através do cálculo manual.

Tabela 16:

Período	Variação real SM (%)	Variação Gini do <i>rdpc</i> (%)	Elasticidade
1998-1995	7,5	-0,4	-0,051
2002-1998	14,5	-2,0	-0,137
2006-2002	30,9	-5,2	-0,169
2011-2006	18,3	-5,2	-0,285
2013-2011	11,3	-1,2	-0,107
2013-1995	112,2	-13,3	-0,119

Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

Assim, no período como um todo, a valorização real do SM foi de mais de 100%, variando de 7,5% entre 1995 e 1998 a 30,9% entre 2002 e 2006. Ao mesmo tempo, o índice de desigualdade se reduziu em 13,3% entre 1995 e 2013, sendo os subperíodos de 2002 a 2006 e 2006 a 2011 aqueles que apresentaram as maiores quedas (5,2%).

Para harmonizar a comparação entre subperíodos, calculamos a elasticidade entre as variações do SM e do índice de Gini. Desta forma, observamos que, entre 2006 e 2011, um aumento de 1% no valor real do SM correspondia a uma redução de 0,29% na desigualdade. Já no período de 1995 a 1998, a elevação de 1% no SM correspondia a uma redução de apenas 0,05%. Controlando pelo número de anos, temos que ainda assim o subperíodo 2006-2011 foi o de maior elasticidade, ou seja, o de maior relação negativa entre valorização do SM e variação da desigualdade de rendimento domiciliar *per capita*.

A tabela 17 traz o efeito médio de cada fator de nossa equação de rendimento domiciliar *per capita*, descrita na seção 2.1, sobre as variações da desigualdade entre os pares de anos, considerando todos os domicílios com rendimento domiciliar válido, ainda que com valor zero⁷⁰. Através da metodologia de Shapley, fizemos simulações de contrafactuais variando cada fator em todas as ordens possíveis e tiramos uma média dos efeitos encontrados em cada simulação, uma vez que a ordem em que são usadas as covariadas afeta o resultado estimado.

⁷⁰ O exercício considerando apenas domicílios com rendimento positivo encontra-se no tabela 1A do Anexo deste capítulo.

Tabela 17: Efeito médio sobre as variações do Índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita* (inclusive rdpc zero) – Brasil 1995-2013

	1995-1998 (a)			1998-2002 (b)			2002-2006 (c)		
	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini
Indicador Ano 1	0,6084			0,6060			0,5939		
Indicador Ano 2	0,6060			0,5939			0,5629		
Mudança Total	-0,0023	0,0000	100,0	-0,0121	0,0000	100,0	-0,0310	0,0000	100,0
SM_trab	0,0019	0,0004	-80,3	-0,0053	0,0002	43,5	-0,0048	0,0003	15,5
SM_prev	-0,0044	0,0003	189,1	-0,0028	0,0001	23,1	-0,0040	0,0001	12,8
Y_BPC	-0,0005	0,0002	23,0	-0,0002	0,0000	1,7	-0,0023	0,0003	7,4
Outros	0,0039	0,0004	-167,6	0,0028	0,0001	-23,3	-0,0119	0,0002	38,5
%ocup_SM	0,0019	0,0004	-81,3	-0,0048	0,0002	40,1	-0,0036	0,0003	11,5
%prev_SM	-0,0046	0,0003	194,2	-0,0016	0,0001	13,1	-0,0022	0,0001	7,0
%BPC	-0,0005	0,0002	23,0	-0,0002	0,0000	1,7	-0,0023	0,0003	7,3
Observações:	172017			192477			217742		
	2006-2011 (d)			2011-2013 (e)			1995-2013 (f)		
	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini
Indicador Ano 1	0,5629			0,5337			0,6084		
Indicador Ano 2	0,5337			0,5272			0,5272		
Mudança Total	-0,0293	0,0000	100,0	-0,0065	0,0000	100,0	-0,0812	0,0000	100,0
SM_trab	-0,0008	-0,0001	2,8	-0,0032	-0,0002	49,1	-0,0120	0,0008	14,8
SM_prev	-0,0042	-0,0001	14,4	-0,0025	-0,0003	38,4	-0,0164	0,0001	20,2
Y_BPC	0,0000	-0,0001	0,0	-0,0005	-0,0002	7,1	-0,0034	0,0005	4,2
Outros	-0,0197	-0,0001	67,3	0,0039	-0,0001	-60,0	-0,0225	0,0003	27,7
%ocup_SM	-0,0006	-0,0001	2,1	-0,0025	-0,0002	39,5	-0,0093	0,0008	11,5
%prev_SM	-0,0039	-0,0001	13,5	-0,0012	-0,0003	19,0	-0,0142	0,0001	17,5
%BPC	0,0000	-0,0001	0,0	-0,0004	-0,0002	6,9	-0,0034	0,0005	4,2
Observações:	217517			211639			191404		

Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

Quando analisamos o período como um todo (coluna f da tabela 17), temos que a redução do índice de Gini foi de 0,08. O componente Outros rendimentos, que inclui doação, aluguel, abono permanência, programas sociais, juros e dividendos, aposentadorias e pensões acima do piso e rendimentos do trabalho diferentes de 1 SM, contribuiu em média com 27,7% da redução da desigualdade do rendimento domiciliar *per capita*. O rendimento proveniente de aposentadorias e pensões para recebedores do piso contribuiu em 20,2%, enquanto a proporção de moradores que estão na previdência recebendo 1 SM contribuiu em 17,5%. Logo, o SM pelo canal da previdência teve um peso de 37,7% para a redução da desigualdade de rdpc. O rendimento recebido no mercado de trabalho no valor de 1 SM contribuiu em 14,8% e, somado à contribuição da proporção de moradores que são ocupados de 1 SM, 11,5%, totalizou uma contribuição de 26,3%. O efeito médio do BPC foi de 8,4%. Portanto, considerando todos os canais pelos quais o salário mínimo pode afetar o rendimento domiciliar, seu efeito médio foi de 72,4%, com destaque para o papel da vinculação do SM à previdência.

Comparando-se os dois subperíodos de maior redução da desigualdade (2002-2006: $-0,031$ e 2006-2011: $-0,029$), temos que o efeito médio do SM foi de 61,5% no primeiro e de 32,8% no segundo. Se balizarmos o efeito de cada subperíodo pela porcentagem de valorização do SM (30,9% e 18,3%, respectivamente), temos que, entre 2002 e 2006, para cada 1% de aumento no valor real do mínimo, o efeito distributivo da política era de 2%. Já entre 2006 e 2011, esta relação era um pouco menor, 1,8%. Entre 2006 e 2011, parece ser o canal da previdência o de maior importância, relativamente ao mercado de trabalho, para a desconcentração do rdpc, ao contrário do observado para o período imediatamente anterior.

No período 1998-2002, o efeito médio do SM foi maior que 100%, uma vez que o componente “Outros rendimentos” contribuiu para concentrar a distribuição de rdpc. Isso também ocorreu entre 2011 e 2013. Como a variação do índice de Gini foi pequena entre 1995 e 1998, os efeitos de cada componente ficaram um pouco exagerados.

Portanto, vemos que o papel do salário mínimo na distribuição de rendimento domiciliar no Brasil é muito importante, com destaque para o canal da Previdência, que não é muito explorado pela literatura nacional. Entre 1995 e 2013, o SM na previdência contribuiu em 37,7% para a redução da desigualdade, ao passo que o SM no mercado de trabalho contribuiu em 26,3% e o BPC contribuiu em 8,4%.

Na previdência social mais de 50% dos aposentados e pensionistas recebem o piso de 1 SM e estes tendem a se concentrar em torno da mediana do rendimento domiciliar *per capita*, como visto nos gráficos da seção 3. No mercado de trabalho, por outro lado, ainda que a proporção dos que recebem o piso salarial seja pequena (entre 10 e 15% dos ocupados), estes se concentram principalmente na cauda inferior da distribuição de rdpc. Desta forma, parece haver uma conjunção de fatores para explicar o papel distributivo do salário mínimo entre 1995 e 2013, da ordem de 72,4%. Pelo lado da previdência haveria o fator *concentração dos beneficiários no piso*, que só não tem efeito mais distributivo pelo fato de os domicílios a qual estes aposentados e pensionistas pertencem estarem em torno da mediana, e não da cauda inferior. Pelo lado do mercado de trabalho, por seu turno, haveria o *fator localização*, uma vez que, mesmo havendo poucos ocupados recebendo exatamente o piso, estes pertencem a domicílios de menor rdpc, o que potencializa o efeito do salário mínimo no mercado de trabalho. Cabe destacar que não estamos considerando aqui possíveis efeitos *spillovers* ou numeração do salário mínimo, como foi feito no capítulo dedicado aos rendimentos do trabalho, o que poderia tornar ainda maior o impacto do salário mínimo para a redução da desigualdade de rendimento domiciliar.

Outra análise possível é separar os efeitos provenientes de mudanças na proporção de recebedores do SM em todos os canais (trabalho, previdência, assistência), o que chamamos anteriormente de efeito quantidade, dos efeitos provenientes da valorização do salário mínimo, ou efeito preço. No período 1995-2013, enquanto o efeito quantidade relacionado ao salário mínimo totalizou 33,2%, o efeito preço foi em média de 39,2%. Desta forma, a valorização do salário mínimo, mais que o aumento da proporção de pessoas recebendo 1 SM nos três canais aqui identificados, contribuiu para a redução da desigualdade de rdpc entre 1995 e 2013.

Analisando os subperíodos de maior redução da desigualdade, temos que tanto entre 2002 e 2006 quanto entre 2006 e 2011 o efeito quantidade foi superior ao efeito preço (35,6% e 25,9% no primeiro subperíodo e 17,2% e 15,5% no segundo). O que explica o efeito preço ser maior no período como um todo é o fato de nos subperíodos 1998-2002 e 2011-2013 o efeito preço superar o efeito quantidade, ainda que nestes subperíodos a variação do índice de Gini seja mais discreta que nos subperíodos inseridos no intervalo de 2002 a 2011. A magnitude da redução do Gini entre 1998-2002 foi quase duas vezes a ocorrida entre 2011 e 2013, o que é justificado pelo fato de este último subperíodo ter apenas dois anos de análise e não quatro. Enquanto entre 1998 e 2002 o efeito quantidade foi de 54,9% e o efeito preço foi de 68,4%, no subperíodo 2011-2013 os efeitos quantidade e preço foram, respectivamente, de 65,4% e 94,7%.

IV.5 ESTUDO DE CASO: PBF NA PNAD 2006 E 2011

Uma vez que a rubrica Outros rendimentos tem um papel importante nas mudanças ocorridas na desigualdade de rendimento domiciliar *per capita*, nesta seção vamos tentar identificar o efeito de transferências de renda como o Programa Bolsa Família (PBF), cujo público alvo são as famílias de menor rendimento, e que, portanto, tendem a ter um efeito distributivo.

Como o PBF foi criado em 2003, através da junção de diversos programas menores de transferência de renda (Bolsa-escola, Auxílio-gás, Cartão-alimentação, Bolsa-alimentação), os únicos anos aqui analisados em que poderíamos identificá-lo seriam 2006, 2011 e 2013. Contudo, com o surgimento do Brasil Carinhoso, a identificação por valores típicos na variável V1273 da PNAD torna-se mais complicada, uma vez que além das quantias fixas, o programa complementa, para as famílias extremamente pobres, a renda domiciliar para que a rdpc seja pelo menos igual à linha de extrema pobreza (R\$77). Por isso, vamos restringir a análise ao período 2006-2011.

Em 2006, o programa tinha como benefício básico o valor de R\$50, além de R\$15 por criança com o limite de três benefícios variáveis. A linha de extrema pobreza era de R\$60 *per capita* e a linha de pobreza era de R\$120. Em 2011, por seu turno, a linha de extrema pobreza aumentou para R\$70 e a de pobreza para R\$140, o limite de crianças beneficiárias aumentou para cinco (R\$32) e foi criado o benefício para os jovens no valor de R\$38, limitado a dois por família. Desta forma, enquanto em 2006 o valor máximo possível de ser recebido era de R\$95, em 2011 este valor subiu para R\$306.

Ao invés de utilizar todos os valores possíveis de recebimento em cada ano, optamos por seguir a estratégia de Soares et al. (2010), que considera todos os valores recebidos até o máximo permitido pelo programa. Isto se justifica pelo fato de o rendimento na PNAD ser autodeclarado, estando sujeito a problemas de arredondamento de valor ou à possibilidade de “um beneficiário do programa em questão ter recebido outra renda classificável como V1273, ocultando a renda do Bolsa Família na soma” (Soares et al., 2010, p. 32).

Assim, consideramos, em cada ano, os valores positivos na variável V1273 até o benefício máximo possível de recebimento por família para identificar o PBF na PNAD. Desta forma, foram identificados 9,2 milhões de domicílios beneficiários em 2006 e 10,6 milhões em 2011. Conforme a Matriz de informações sociais⁷¹, em setembro de 2006 havia 11 milhões de famílias no programa, e em 2011, 13,2 milhões. As discrepâncias entre as estimativas da PNAD e os registros administrativos, já mencionados no caso do BPC, também valem para o PBF.

Apesar de o benefício ser familiar e haver a possibilidade de um domicílio ter mais de uma família, no caso da nossa amostra, em 94,6% dos domicílios em que se identificou alguém recebendo o PBF através dos valores típicos havia apenas uma família em 2006, sendo esta proporção de 96,3% em 2011. Logo, vamos manter a unidade de análise como a renda domiciliar *per capita*.

Após a identificação do beneficiário do PBF no domicílio e do cômputo do valor do benefício, colocamos todos os membros do domicílio como beneficiários do programa, uma vez que o benefício não é individual, mas familiar, apesar de a declaração na PNAD ser individualmente feita pela pessoa habilitada ao recebimento, que geralmente é a responsável feminina da família. Nos casos em que o domicílio tivesse mais de uma família, caso esta família também recebesse o PBF, os benefícios seriam somados e o número de beneficiários continuaria sendo o total de moradores do domicílio. Caso a segunda família não recebesse o PBF, ela entraria no cômputo do benefício *per capita*, visto que todos os membros do domicílio foram considerados beneficiários. Contudo, como vimos, estes casos não ocorrem com muita frequência.

Nesta seção, a equação de rdpc será adaptada para separar do componente Y_{Outros} , os componentes *proporção de moradores PBF no domicílio*⁷² (%PBF) e *rendimento médio proveniente do PBF* (Y_{PBF}). Assim, a equação 9 apresenta os termos que compõem o rdpc:

$$(9) \frac{Y_{dom}}{n} = \left(\frac{n_{ocupSM}}{n} * \frac{Y_{Trab.SM}}{n_{ocupSM}} \right) + \left(\frac{n_{prevSM}}{n} * \frac{Y_{Prev.SM}}{n_{prevSM}} \right) + \left(\frac{n_{BPC}}{n} * \frac{Y_{BPC}}{n_{BPC}} \right) + \left(\frac{n_{PBF}}{n} * \frac{Y_{PBF}}{n_{PBF}} \right) + \frac{Y_{Outros,2}}{n}$$

Mais uma vez vamos utilizar as simulações de Shapley para tirar o efeito médio de cada termo da equação. A tabela 18 traz os efeitos médios de cada componente para as alterações ocorridas no índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita*.

⁷¹ Disponível em: http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi-data/misocial/tabelas/mi_social.php.

⁷² Por construção esta proporção é igual a 1, uma vez que o benefício é familiar (domiciliar no nosso caso) e não individual. Assim, esta variável vai captar o efeito de o domicílio ser beneficiário do PBF.

Tabela 18: Efeito médio sobre as variações do Índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita* – Brasil 2006-2011

	<i>rdpc>=0</i>			<i>rdpc>0</i>		
	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini
Indicador ano 1	0,5629			0,5588		
Indicador ano 2	0,5337			0,5263		
Mudança Total	-0,0293	0,0000	100,0	-0,0324	0,0000	100,0
SM_trab	-0,0008	-0,0001	2,6	-0,0012	-0,0001	3,9
SM_prev	-0,0042	-0,0002	14,3	-0,0048	-0,0003	14,9
Y_BPC	0,0000	-0,0001	-0,1	0,0000	-0,0001	0,0
Outros	-0,0170	-0,0001	58,1	-0,0180	-0,0004	55,5
%ocup_SM	-0,0006	-0,0001	2,1	-0,0009	-0,0001	2,7
%prev_SM	-0,0039	-0,0002	13,5	-0,0045	-0,0003	13,9
%BPC	0,0000	-0,0001	-0,1	0,0000	-0,0001	0,0
%PBF	-0,0008	0,0000	2,9	-0,0009	0,0000	2,8
Y_PBF	-0,0020	0,0000	6,7	-0,0020	0,0000	6,3
Observações:	217517			214758		

Fonte: PNAD 2006 e 2011. Elaboração própria.

Considerando a coluna com rendimento domiciliar *per capita*, inclusive nos casos de rendimento zero, temos que 27,8% da redução da desigualdade se deveu ao salário mínimo pelo canal da Previdência e 4,7% pelo canal do mercado de trabalho, sendo o efeito do BPC não significativo neste período. Logo, o efeito do SM totalizaria 32,5%. O PBF, por seu turno, contribuiu com 9,6% da redução da desigualdade, o que é um efeito médio bastante importante, dado o baixo valor do benefício. 58,1% da queda do Gini foi explicada por outros rendimentos que inclui rendimentos do trabalho e da previdência diferentes do SM, rendimentos de doação, abono permanência, aluguel, juros, dividendos e outros.

Quando consideramos apenas rendimentos domiciliares positivos, o efeito do SM no mercado de trabalho aumentou para 6,6%, enquanto o SM na previdência contribuiu em 28,8%, o efeito total alcançando 35,4%. Já o PBF contribuiu em 9,1% para a redução da desigualdade do rendimento domiciliar *per capita*.

Barros et al. (2007a), analisando o período 2001 a 2005, estimam o efeito das transferências públicas para a redução da desigualdade no Brasil, separando o efeito das aposentadorias e pensões, do BPC e do PBF. Os autores concluem que 26% da redução da desigualdade se deveram às aposentadorias e pensões, enquanto o PBF foi responsável por 12% da queda do índice de Gini e o BPC contribuiu em 11%. Ainda que o período seja anterior ao analisado neste capítulo, nosso efeito estimado para o PBF é um pouco menor. Os autores não separam o efeito do salário mínimo neste trabalho.

Cabe destacar que não pretendemos, ao fazer este exercício comparativo, avaliar qual política é mais eficiente⁷³ ou menos para reduzir a desigualdade de rendimento, uma vez que a política de salário mínimo e a política de transferências condicionadas de renda têm

⁷³ Para uma análise comparativa de efetividade do salário mínimo e do PBF, ver Barros et al. (2007c).

objetivos diferentes, com público-alvo distinto, além de custos e fontes de financiamento diferentes. O programa Bolsa Família é uma política focalizada, com o intuito de complementar a renda de famílias extremamente pobres e pobres com crianças, sujeitas a condicionais em saúde e educação com vistas a interromper a reprodução do ciclo de pobreza entre gerações. A política de salário mínimo é uma política de mercado de trabalho, ainda que seus efeitos perpassem este, cujos objetivos são proteger da exploração categorias de trabalhadores de baixa qualificação e organização e garantir aos trabalhadores condições dignas de vida, como estabelece a Consolidação das Leis Trabalhistas em seu artigo 76 da seção I do capítulo III.

Até mesmo quando comparamos o SM no mercado de trabalho com o SM na Previdência ou Assistência, estamos diante de políticas diferentes, uma vez que o BPC é uma política assistencial não contributiva, enquanto as aposentadorias e pensões têm um caráter contributivo. Parte dos recursos que financiam a previdência vêm do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), enquanto no mercado de trabalho o piso salarial é pago pelas empresas.

Portanto, nosso exercício é apenas ilustrativo do que ocorreu no período com a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, buscando mensurar o papel de cada política, sem juízo de valor sobre sua eficiência e eficácia. O que podemos concluir é que intencionalmente ou não ambas as políticas contribuíram para a redução da desigualdade e que, segundo nossos cálculos, essa contribuição se situou em até 35,4% no caso do salário mínimo e 9,6% no caso do PBF.

IV.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste capítulo buscamos medir os efeitos médios do salário mínimo, seja no mercado de trabalho, seja na previdência, seja na assistência, sobre a desigualdade do rendimento domiciliar *per capita* entre 1995 e 2013. Para isto utilizamos os dados da PNAD e a metodologia de Barros et al. (2006b).

Considerando o período como um todo, vimos que o salário mínimo contribuiu em quase $\frac{3}{4}$ da redução da desigualdade do rdpc medida pelo índice de Gini, sendo o canal da previdência o de maior destaque. Como o salário mínimo está vinculado à previdência como piso oficial de aposentadorias e pensões, qualquer alteração de seu valor tende a mexer significativamente na distribuição de rendimentos desta fonte, uma vez que mais da metade dos aposentados e pensionistas recebem exatamente 1 SM. É importante também o papel da política de SM no mercado de trabalho, atingindo entre 10 e 15% dos ocupados. Ainda que a captação de programas assistenciais seja difícil na PNAD, se comparada a registros administrativos, vimos que o salário mínimo pelo canal do BPC contribuiu em média em 8,4% para a redução da desigualdade entre 1995 e 2013.

Uma vez que os recebedores de salário mínimo na Previdência tendem a pertencer a domicílios com rendimento domiciliar *per capita* em torno da mediana, a utilização de uma medida de desigualdade que privilegia a média, como o índice de Gini, pode, pelo menos em parte, explicar tamanha importância deste canal para a redução da desigualdade de

rendimento domiciliar ocorrida no período. Medidas que privilegiem a cauda inferior da distribuição talvez captassem melhor o efeito distributivo do salário mínimo no mercado de trabalho, cujos recebedores, como vimos, tendem a pertencer a domicílios de menor rdpc.

Na literatura internacional, assim como na nacional, poucos trabalhos se debruçam sobre a relação entre salário mínimo e desigualdade de renda. Como mencionado no capítulo II, Volscho Jr. (2005) encontra para os EUA um efeito distributivo do salário mínimo sobre a distribuição de renda a partir de US\$4 de salário-hora, enquanto Card e Krueger (1995) encontram forte evidência de que o incremento do SM aumentou a proporção da renda que é paga aos trabalhadores no primeiro décimo da distribuição de salários, sendo similar o efeito sobre os ganhos das famílias nesse décimo, o que contribuiria para a redução da desigualdade de renda.

Na literatura nacional, apenas Saboia (2007) estima o efeito do salário mínimo para a desigualdade de renda familiar *per capita*, entre 1995 e 2005, chegando ao efeito de 64%, sendo que o papel do SM no mercado de trabalho teria um efeito maior que os canais da Previdência e BPC. Nosso resultado abrange um período mais longo (1995-2013) e se diferencia no peso de cada canal. No período como um todo, a previdência tem um efeito mais importante que o mercado de trabalho. Contudo, isto não é uniforme entre os subperíodos, como destacamos acima. Quando comparamos os subperíodos 2002-2006 e 2006-2011, uma das diferenças era que no subperíodo mais atual o SM na previdência tinha um papel mais importante, enquanto o subperíodo 2002-2006 tinha um efeito maior do SM no mercado de trabalho. Como o período analisado por Saboia (2007) vai até 2005, é justificável que o efeito do SM no mercado de trabalho se destaque em detrimento do canal da previdência.

Outro exercício realizado no capítulo foi a tentativa de mensurar o efeito do programa Bolsa Família entre 2006 e 2011. Neste período, a contribuição média do salário mínimo para a redução da desigualdade foi de 32,3%, sendo o canal da previdência o de maior importância. A contribuição do PBF, por seu turno, foi de 9,6% em média. Por se tratar de uma política focalizada de transferência de renda, o poder distributivo do PBF é indiscutível. No entanto, ainda que não tenha este objetivo explícito, a política de salário mínimo, sobretudo no período recente em que ele tem recuperado seu valor real, tem tido um papel distributivo importante sobre o rendimento domiciliar no Brasil.

IV.7 ANEXOS

Tabela 1A: Efeito médio sobre as variações do Índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita* (exclusive rdpc zero) – Brasil 1995-2013

	1995-1998			1998-2002			2002-2006		
	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini
Indicador Ano 1	0,6026			0,5999			0,5885		
Indicador Ano 2	0,5999			0,5885			0,5588		
Mudança Total	-0,0027	0,0000	100,0	-0,0113	0,0000	100,0	-0,0298	0,0000	100,0
SM_trab	0,0020	0,0004	-74,5	-0,0053	0,0003	47,3	-0,0049	0,0003	16,3
SM_prev	-0,0045	0,0002	166,6	-0,0027	0,0001	24,1	-0,0038	0,0002	12,7
Y_BPC	-0,0005	0,0002	18,1	-0,0002	0,0000	1,8	-0,0023	0,0003	7,7
Outros	0,0033	0,0003	-123,5	0,0036	0,0001	-32,1	-0,0109	0,0003	36,7
%ocup_SM	0,0020	0,0004	-75,5	-0,0049	0,0003	43,0	-0,0035	0,0003	11,7
%prev_SM	-0,0046	0,0002	170,7	-0,0016	0,0001	14,3	-0,0021	0,0002	7,1
%BPC	-0,0005	0,0002	18,1	-0,0002	0,0000	1,7	-0,0023	0,0003	7,7
Observações:	169376			189630			215240		
	2006-2011			2011-2013			1995-2013		
	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini
Indicador Ano 1	0,5588			0,5263			0,6026		
Indicador Ano 2	0,5263			0,5183			0,5183		
Mudança Total	-0,0324	0,0000	100,0	-0,0081	0,0000	100,0	-0,0843	0,0000	100,0
SM_trab	-0,0013	-0,0001	4,0	-0,0035	-0,0001	43,4	-0,0123	0,0008	14,6
SM_prev	-0,0048	-0,0003	14,8	-0,0028	-0,0001	35,3	-0,0167	0,0001	19,8
Y_BPC	0,0000	-0,0001	0,0	-0,0005	-0,0001	6,5	-0,0034	0,0006	4,1
Outros	-0,0209	-0,0004	64,4	0,0037	0,0002	-45,8	-0,0242	0,0004	28,8
%ocup_SM	-0,0009	-0,0001	2,8	-0,0028	-0,0001	34,3	-0,0096	0,0008	11,4
%prev_SM	-0,0045	-0,0003	13,9	-0,0016	-0,0001	19,7	-0,0145	0,0001	17,2
%BPC	0,0000	-0,0001	0,0	-0,0005	-0,0001	6,5	-0,0034	0,0006	4,1
Observações:	214758			207874			188102		

Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese buscou contribuir para a literatura de mercado de trabalho nacional ao mensurar o efeito da política de salário mínimo sobre a redução da desigualdade da distribuição de renda no Brasil no período recente a partir da segunda metade dos anos de 1990.

Nesta tarefa, vimos no capítulo I a questão da desigualdade de renda nas últimas décadas, na qual se observa uma inflexão, nos anos de 1970, na tendência de redução da desigualdade teorizada através da curva de Kuznets. De acordo com esta, o crescimento gerado pela urbanização e industrialização dos países desenvolvidos levaria a um aumento inicial da desigualdade de renda, que se reverteria no médio prazo. Contudo, a partir dos anos 1980, a desigualdade de renda voltou a aumentar na maioria dos países desenvolvidos e em desenvolvimento, contestando, assim, a validade da curva de Kuznets.

Adicionalmente, nos anos 2000, a América Latina experimentou nova inflexão da desigualdade de renda. Assim, enquanto na Europa, nos Estados Unidos e em países em desenvolvimento de alto crescimento, como China e Índia, a desigualdade continuava a aumentar, nos países da AL esta entrou numa tendência de queda que tem perdurado até os dias atuais. Não há consenso na literatura sobre as causas que levaram à redução da desigualdade na região, mas as principais explicações são a globalização, mudanças tecnológicas que alterariam a demanda por qualificação, mudanças demográficas que alterariam a oferta de qualificação e fatores institucionais como políticas redistributivas de renda, expansão da oferta de educação e políticas de mercado de trabalho.

A análise da desigualdade de renda brasileira mostrou que sua redução a partir de 1995 e a aceleração de sua queda durante a década dos 2000 têm diversos potenciais fatores explicativos, que vão desde transferências públicas de renda como programas sociais, aposentadorias e pensões até fatores que afetam a distribuição salarial, a saber: capital humano, segmentação formal-informal, segmentação por cor, gênero, localização, segmentação público-privado, entre outros. Como boa parte dos estudos concorda que a renda do trabalho é a principal responsável pela redução da desigualdade ocorrida na década de 2000, um potencial fator explicativo que afeta o mercado de trabalho é o salário mínimo, o que justifica o tema desta tese.

Desta forma, o objetivo da tese foi captar o papel do salário mínimo nesta redução da desigualdade, com foco na distribuição de rendimentos do trabalho e de rendimentos domiciliares *per capita*.

No capítulo II, buscamos sintetizar os resultados, encontrados pela literatura internacional e nacional, dos estudos que relacionam salário mínimo e desigualdade de renda. Como visto, a maioria dos trabalhos foca sua análise na desigualdade de salários. Enquanto no debate americano ainda não há consenso se o aumento da dispersão salarial dos anos de 1980 se deveu à desvalorização do salário mínimo no período ou à hipótese de mudança

tecnológica com viés em qualificação, grande parte dos estudos concorda com a importância do salário mínimo para explicar o comportamento da cauda inferior da distribuição salarial.

Na América Latina as principais explicações para o comportamento da desigualdade de rendimentos são institucionais (SM e sindicatos) e mudanças no retorno à qualificação, ocorridas com o aumento da escolarização básica da região. No Reino Unido, há certo consenso de que a imposição de um piso salarial nacional contribuiu positivamente para a redução da desigualdade de salários, enquanto na França períodos de valorização do salário mínimo coincidem com períodos de redução da desigualdade de renda.

A literatura nacional que relaciona salário mínimo à desigualdade de salários é, de certa forma, consensual sobre o papel distributivo que o piso teve nos últimos anos. Contudo, poucos estudos levam em conta o papel distributivo que o salário mínimo tem como piso dos benefícios previdenciários e assistenciais no Brasil, o que abre uma lacuna para novos trabalhos na área. Desta forma, através desta tese pretendemos contribuir para o debate pela incorporação do efeito destes canais pouco explorados, o que fizemos no capítulo IV.

No entanto, no capítulo III, analisamos os efeitos do SM para a desigualdade de rendimentos do trabalho, utilizando a decomposição proposta por FFL, na qual é feita a decomposição de Oaxaca-Blinder para outras estatísticas de interesse além da média. Uma vantagem desta metodologia frente a outras é que os resultados da decomposição não são afetados pela ordem das variáveis utilizadas na decomposição. Esta limitação ocorre, por exemplo, na metodologia de DFL. Portanto, uma das contribuições deste capítulo foi aplicar uma metodologia mais robusta para mensurar o efeito do SM na distribuição de rendimentos. Nesta tarefa utilizamos os microdados da PNAD.

Analisando o período 1995-2011 vimos que as principais alterações na composição da força de trabalho brasileira foram o aumento da escolarização, aumento do peso da mulher e do não branco entre os ocupados, o forte aumento da formalização e a redução do peso dos ocupados que ganham acima de 2 SM. A decomposição padrão de Oaxaca-Blinder mostrou que a redução do peso dos ocupados que recebem mais de 2 SM contribuiu para reduzir o rendimento médio, contudo o aumento da escolarização teve efeito oposto. Estes dois componentes foram os que mais afetaram a média dos rendimentos no efeito composição, que foi no sentido de reduzir a média de rendimentos.

Quanto à decomposição do índice de Gini, observa-se que o efeito composição foi concentrador, porém o efeito estrutura desconcentrador foi superior, reduzindo a desigualdade de rendimentos no período. Analisando os componentes do efeito composição, mais uma vez se destacam a escolaridade e a distribuição em faixas de SM. O aumento da escolarização teve um efeito concentrador, enquanto receber em torno do SM, sobretudo entre 0,9 e 1,5 SM, contribuiu para reduzir a dispersão de rendimentos, o que mostra um efeito *spillover* do SM. Esta redução foi mais intensa nos subperíodos 2002-2006 e 2006-2011, que coincide com aumentos reais mais robustos do SM.

Quanto às diferenças interquantílicas, merece destaque a redução do diferencial 90-10 e 50-10 entre 1995 e 2011, sendo a diferença 50-10 afetada com maior intensidade pela

política de SM. A mudança de composição educacional dos ocupados contribuiu para aumentar o diferencial 90-10, e em menor medida o diferencial 50-10. No entanto, mais uma vez outros fatores (efeito estrutura) têm afetado de forma mais intensa a distribuição de rendimentos, compensando o efeito composição.

Se olharmos para o ordenamento de ocupados em faixas de SM e considerarmos como efeito direto do salário mínimo a faixa de 0,9 a 1,1 SM, teríamos que o efeito do SM entre 1995 e 2011 foi desconcentrador em 22,1% (*efeito composição + efeito estrutura*). Esta faixa pode ser considerada como um bom identificador do efeito do SM uma vez que se espera que neste ponto do ordenamento estejam os principais afetados por uma política de valorização do piso salarial. Caso considerássemos um efeito expandido do SM (0,5 SM a 1,5 SM) como aquele que também leva em conta possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário, o impacto do SM seria desconcentrador em 46,6%.

Cabe destacar a variável educação que, no efeito composição, contribuiu fortemente para o aumento do rendimento médio e para a concentração da distribuição de rendimento do trabalho, medida pelo índice de Gini e pela diferença 90-10. No entanto, no efeito estrutura, vemos que educação contribuiu para reduzir a desigualdade de rendimentos medida pelo Gini, ou seja, a universalização do ensino básico no país tem aumentado a desigualdade entre grupos, mas reduzido a desigualdade intra grupos. Contudo, a resultante para educação ainda é concentradora (-14,4%), no período 1995-2011, indicando que é possível estarmos na parte ascendente da curva de Kuznets para educação.

Por fim, no capítulo IV, analisamos a distribuição de rendimento domiciliar *per capita* entre 1995 e 2013, com os dados da PNAD e a metodologia de Barros et al. (2006b).

Considerando o período como um todo, vimos que o salário mínimo contribuiu em quase $\frac{3}{4}$ da redução da desigualdade do rdpc medida pelo índice de Gini, sendo o canal da previdência o de maior destaque (efeito médio de 37,7%). Como o salário mínimo está vinculado à previdência como piso oficial de aposentadorias e pensões, qualquer alteração de seu valor tende a mexer significativamente na distribuição de rendimentos desta fonte, uma vez que mais da metade dos aposentados e pensionistas recebem exatamente 1 SM. É importante também o papel da política de SM no mercado de trabalho (26,3%), atingindo entre 10 e 15% dos ocupados. Ainda que a captação de programas assistenciais seja difícil na PNAD, se comparada a registros administrativos, vimos que o salário mínimo pelo canal do BPC contribuiu em média em 8,4% para a redução da desigualdade entre 1995 e 2013.

Portanto, considerando todos os canais pelos quais o salário mínimo pode afetar o rendimento domiciliar, seu efeito global foi em média de 72,4% entre 1995 e 2013.

Outro exercício realizado no capítulo IV foi a tentativa de mensurar o efeito do programa Bolsa Família entre 2006 e 2011. Neste período, a contribuição média do salário mínimo para a redução da desigualdade foi de 32,3%, sendo o canal da previdência o de maior importância. A contribuição do PBF, por seu turno, foi de 9,6% em média. Por se tratar de uma política focalizada de transferência de renda, o poder distributivo do PBF é indiscutível. No entanto, ainda que não tenha este objetivo explícito, a política de salário

mínimo, sobretudo no período recente em que ele tem recuperado seu valor real, tem tido um papel distributivo importante sobre o rendimento domiciliar no Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALANIZ, E.; GINDLING, T. H.; TERRELL, K. The impact of minimum wages on wages, work and poverty in Nicaragua. *Labour Economics*, v.18, supplement 1, s45-s59, December 2011.

ALLEGRETTO, S. A.; DUBE, A.; REICH, M. Do minimum wage really reduce teen employment? Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data. *Industrial Relations*, v. 50, n. 2, April 2011.

AUTOR, D.; KATZ, L.; KEARNEY, M. Trends in U. S. wage inequality: revising the revisionists. *The Review of Economics and Statistics*, v. 90, n. 2, p. 300-323. May 2008.

AUTOR, D.; KATZ, L.; KRUEGER, A. Computing inequality: have computers changed the labor market? *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 4, p. 1169-1213. November 1998.

AZEVEDO, J. P.; INCHAUST, G.; SANFELICE, V. Decomposing the Recent Inequality Decline in Latin America. *Policy Research Working Paper, 6715. The World Bank, December 2013.*

AZEVEDO, J. P.; SANFELICE, V.; NGUYEN, M. C. Adecomp: Stata module to estimate Shapley Decomposition by Components of a Welfare Measure. *Statistical Software Components n. S457562, Boston College Department of Economics, 2012.*

BALTAR, P.; DEDECCA, C.; KREIN, J. D. (Org.) Salário mínimo e desenvolvimento. Campinas, SP: Unicamp. IE, 2005.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2006a. Volume 1, Capitulo 12.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 117-147. Rio de Janeiro, 2006b.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007a. Volume 2, capítulo 16.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007b. Volume 2, capítulo 26.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de Redução da Pobreza e da Desigualdade. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de*

renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, 2007c. Volume 2, Capítulo 34.

BELL, L. A. The impact of minimum wages in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics*, v. 15, n. 3, p. 102-135, July 1997.

BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, Autumn 1973.

BORRAZ, F.; GONZÁLEZ, N. Minimum wage: empirical evidence for Uruguay. *BCU Documento de Trabajo*, n. 3, 2009.

BOSCH, M.; MANACORDA, M. Minimum Wages and Earnings Inequality in Urban Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 2, n. 4, p.128-149, October 2010.

BOUND, J.; JOHNSON, G. Changes in the structure of wages in the 1980's: an evaluation of alternative explanations. *The American Economic Review*, v.82, n. 3, p. 371-392, June 1992.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LUSTIG, N. *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*. Washington, DC: World Bank, 2005.

BRASIL. Constituição de 1988. Disponível em:

<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm>. Último acesso em: 28/07/2015.

BRASIL. Lei n. 12.382 de 25 de fevereiro de 2011. Disponível em: <

http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2011/Lei/L12382.htm>. Último acesso em: 28/07/2015.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). *Evolução da concessão e dos gastos com o BPC - LOAS no período de 1996 a 2001*. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/1_tab_evolucao_concessao.htm>. Último acesso em: 28/07/2015.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). *Benefícios e gastos BPC: quantitativo de benefícios e recursos investidos por unidade da federação de pagamento no período de 1996 a 2015*. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/download_beneficiarios_bpc.htm>. Último acesso em: 28/07/2015.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). *Matriz de Informação Social (MIS)*. Disponível em: <http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi-data/misocial/tabelas/mi_social.php>. Último acesso em: 28/07/2015.

BRASIL. Projeto de Lei n. 1/2007. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/projetos/PL/2007/msg40-070122.htm> Último acesso em: 28/07/2015.

BRASIL. Projeto de Lei n. 3.771/2012. Disponível em: <<http://www.camara.gov.br/proposicoesWeb/fichadetramitacao?idProposicao=542838>>. Último acesso em: 28/07/2015.

BUTCHER, T.; DICKENS, R.; MANNING, A. Minimum wages and wage inequality: some theory and an application to the UK. *CEP DP n. 1177, November 2012.*

CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. *Labor Economics*. Cambridge, MA: MIT Press, 2004.

CAMPOS, R.; ESQUIVEL, G.; LUSTIG, N. The rise and fall of income inequality in Mexico, 1989–2010. *UNU-WIDER Working Paper n. 2012/10, 2012.*

CARD, D.; DINARDO, J. E. Skill-biased technological change and rising wage inequality: some problems and puzzles. *Journal of Labor Economics, n. 20, p. 733-783, October 2002.*

CARD, D.; KRUEGER, A. B. *Myth and Measurement: the new economics of the minimum wage*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1995.

CHUN, N.; KHOR, N. Minimum Wages and Changing Wage Inequality in Indonesia. *ADB Economics Working Paper Series, n. 196, March 2010.*

COLANDER, D.; KLAMER, A. The making of an Economist. *Journal of Economic Perspectives, v. 1, n. 2, p. 95-111, Autumn 1987.*

CONSIDERA, C.; PESSOA, S. A distribuição funcional da renda no Brasil no período 1959-2009. *Pesquisa e Planejamento Econômica, v. 43, n. 3, dezembro de 2013.*

CUNHA, M.; VASCONCELOS, M. Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. *Economia Aplicada, v. 16, n. 1, p. 105-136, 2012.*

DAVIS, S.; HALTIWANGER, J. Wage dispersion between and within U.S. manufacturing plants, 1963-1986. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Papers Series, n.3722, May 1991.*

DICKENS, R.; MANNING, A. Spikes and spillovers: the impact of the National Minimum Wage on the wage distribution in a low-wage sector. *The Economic Journal, n. 114, c95-c101, March 2004.*

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, September 1996.*

DOLADO, J. J.; FELGUEROSO, F.; JIMENO, J. F. The effects of minimum bargained wages on earnings: evidence from Spain. *European Economic Review, v. 41, issues 3-5, p. 713-721, April 1997.*

DOLTON, P.; ROSAZZA-BONDIBENE, C.; WADSWORTH, J. Employment, inequality and the UK national minimum wage over the medium-term. *IZA Discussion Paper n. 5278, October 2010.*

DOMS, M.; DUNNE, T.; TROSKE, K. Workers, wages, and technology. *The Quarterly Journal of Economics, v. 112, n. 1, p. 253-290, February 1997.*

DUBE, A.; LESTER, T. W; REICH, M. Minimum wage effects across state borders: estimates using contiguous counties. *The Review of Economics and Statistics, v. 92, n. 4, p. 945-964, November 2010.*

FEENSTRA, R. C.; HANSON, G. H. Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras. *Journal of International Economics*, 42, issue 3-4, p. 371-393, May 1997.

FERREIRA, F.; FIRPO, S.; MESSINA, J. A more level playing field? Explaining the decline in earnings inequality in Brazil, 1995-2012. *International Research Initiative on Brazil and Africa (IRIBA) Working Paper n. 12, September 2014.*

FERREIRA, F.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil: uma atualização para 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2006. Volume 1, Capítulo 11.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. *Decomposition wage distributions using recentered influence function regressions*. Unpublished manuscript, University of British Columbia, 2007.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 953-973, May 2009.

FIRPO, S.; REIS, M. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, capítulo 33.

FITOUSSI, J. P. Wage distribution and unemployment: the French experience. *The American Economic Review*, v. 84, n. 2, p. 59-64, May 1994.

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

FOGUEL, M.; ULYSSEA, G.; CORSEUIL, C. H. Salário mínimo e mercado de trabalho no Brasil. In: MONASTERIO, L.; NERI, M.; SOARES, S. (Org.). *Brasil em Desenvolvimento 2014: Estado, Planejamento e Políticas Públicas*. Brasília: IPEA, 2014. Volume 1, capítulo 14.

FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S. Decomposition Methods in Economics. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (eds.). *Handbook of Labor Economics*. Elsevier: Volume 4A, chapter 1, p. 1-102, 2011.

FREDRIKSEN, K. B. Income inequality in the Europe Union. *Economics Department Working Papers n. 952, April 2012.*

FREEMAN, A. C.; FREEMAN, R. B. When the minimum wage really bites: The effect of the U.S.-Level minimum on Puerto Rico. In: BORJAS, G.; FREEMAN, R. (eds.). *Immigration and the workforce: Economic consequences for the United States and source areas*. Chicago: University of Chicago Press, p. 177-211, 1992.

GANGULI, I.; TERRELL, K. Institutions, markets and men's and women's wage inequality: evidence from Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, v. 34, issue 2, p. 200-227, June 2006.

GASPARINI, L.; CRUCES, G. A distribution in motion: The case of Argentina. In: LOPEZ-CALVA, L. F.; LUSTIG, N. (eds.). *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* Washington, DC: Brookings Institution and UNDP, cap. 5, 2010.

GASPARINI, L.; CRUCES, G.; TORNAROLLI, L. Recent trends in income inequality in Latin America. *Economía*, v. 11, n. 2, p. 147-190, Spring 2011.

GINDLING, T. H.; TERRELL, K. Minimum wages, inequality and globalization. *IZA Discussion Paper n. 1160*, May 2004.

GONZÁLEZ, X.; MILES, D. Wage inequality in a developing country: decrease in minimum wage or increase in education returns. *Studies in Empirical Economics n.26*, p. 135-148, 2002.

HAMPEL, F. The influence curve and its role in robust estimation. *Journal of the American Statistical Association*, v. 69, issue 346, p. 383-393, 1974.

HANSON, G. H.; HARRISON, A. Trade Liberalization and Wage Inequality in Mexico. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 52, n. 2, p. 271-288, January 1999.

HIRSCH, B.; KAUFMAN, B.; ZELENSKA, T. Minimum wage channels of adjustment. *IZA DP n. 6132*, November 2011.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, Capítulo 15.

HOFFMANN, R. O índice de desigualdade de Theil-Atkinson. *Revista de Econometria*, v. 11, n. 2, p. 143-160. Rio de Janeiro, novembro de 1991.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. *Econômica (UFF)*, v. 10, n. 1, pág. 7-39. Niterói, junho de 2008.

IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (microdados)*. Rio de Janeiro: 1995, 1998, 2002, 2006, 2011, 2013. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. Último acesso em: 28/07/2015.

IBGE. *Glossário da PNAD*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/glossario_PNAD.pdf>. Último acesso em: 28/07/2015.

IPEA. *Políticas Sociais: acompanhamento e análise*, n. 19, v. 1. Brasília, 2011.

IPEADATA. Série do Índice de Gini para o rendimento domiciliar *per capita* (1976-2013). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Último acesso em: 28/07/2015.

_____. Série do salário mínimo real a preços de 2015 (1940-2015). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Último acesso em: 28/07/2015.

- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. *The Journal of Political Economy*, v. 101, n 3, p. 410-442, June 1993.
- KATZ, L.; MURPHY, K. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. *The Quarterly Journal of Economics*, v.107, n. 1, p. 35-78, February 1992.
- KEARL, J.; POPE, C.; WHITING, G.; WIMMER, L. What economists think: a confusion of economists? *American Economic Review*, v. 69, n. 2, p. 28-37, May 1979.
- KERR, C. Introduction: Labor in the Course of the Development of Economic Thought. In: KERR, C.; STAUDOCHAR, P. D. (eds.). *Labor Economics and Industrial Relations: Markets and Institutions*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1994.
- KEYNES, J. M. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan, 1936.
- KERSTENETZKY, C. L. *O Estado de bem-estar social na idade da razão: a reinvenção do estado social no mundo contemporâneo*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.
- KOMATSU, B. K. *Salário mínimo, desigualdade e informalidade*. Dissertação de mestrado, Universidade de São Paulo, 2013.
- KUZNETS, S. Economic growth and economic inequality. *The American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, March 1955.
- LEE, D. Wage inequality in the United States during the 1980s: rising dispersion or falling minimum wage? *The Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n.3, p. 977-1023, August 1999.
- LEMIEUX, T. Increasing residual wage inequality: composition effects, noisy data, or rising demand for skill? *The American Economic Review*, v.96, n. 3, p. 461-498, June 2006.
- LEMOES, S. Minimum Wage Policy and Employment Effects: Evidence from Brazil. *Economía*, v. 5, n. 1, p. 219-266, Fall 2004.
- LESTER, R. A. Shortcomings of Marginal Analysis for Wage-Employment Problems. *The American Economic Review*, v. 36, n. 1, p. 62-82, March 1946.
- LEVY, F.; MURNANE, R. U.S. earnings levels and earnings inequality: a review of recent trends and proposed explanations. *Journal of Economic Literature*, v. 30, issue 3, p. 1333-1381, September 1992.
- LUSTIG, N.; LOPEZ-CALVA, L. F.; ORTIZ-JUAREZ, E. Deconstructing the decline in inequality in Latin America. *Tulane University*, October 2014. *Mimeo*.
- LUSTIG, N.; LOPEZ-CALVA, L. F.; ORTIZ-JUAREZ, E. Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil and Mexico. *World Development*, v. 44, p. 129-141, April 2013.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M.; ANTIGO, M. Evolução recente do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil (1999 a 2005): evidências a partir de regressões quantílicas. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, Capítulo 31.

MALONEY, W. F.; MENDEZ, J. N. Measuring the impact of minimum wages: Evidence from Latin America. In: HECKMAN, J. J.; PAGÉS, C. *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*. National Bureau of Economic Research Conference Report, 2004.

MANNING, A. Minimum wage: maximum impact. *Resolution Foundation, April 2012*.

MANNING, A. How do we know that real wages are too high? *The Quarterly Journal of Economics*, n. 110, n. 4, p. 1111-1125, November 1995.

MCCALL, J. Economics of information and job search. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 84, n. 1, p. 113-126, February 1970.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H.; CASTRO, F. A. *A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativas com dados do Imposto de Renda e Pesquisas Domiciliares*. Ciência & Saúde Coletiva, no prelo (2014).

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E. A. S. Salário Mínimo e Desigualdade no Brasil entre 1981-1999: Uma Abordagem Semiparamétrica. *Revista Brasileira de Economia* v. 63, n. 3, p. 277-298. Rio de Janeiro, jul-set 2009.

METCALF, D. Why has the British National Minimum Wage had little or no impact on employment? *Centre for Economic Performance Discussion Paper n. 781, April 2007*.

MILANOVIC, B. Global income inequality in numbers: in history and now. *Global Policy*, volume 4, Issue 2, May 2013.

MORTENSEN, D. Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. *The American Economic Review*, n. 60, n. 5, p. 847-862, December 1970.

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. *Revista Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)*, v.40, n.3, dezembro de 2010.

NERI, M.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. M. Efeitos informais do salário mínimo e pobreza. *Texto para Discussão n.393, Departamento de Economia (PUC-Rio), dezembro de 1998*.

NEUMARK, D.; SALAS, J. M. I.; WASCHER, W. Revising the minimum wage-employment debate: throwing out the baby with the bathwater? *IZA DP n. 7166, January 2013*.

NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. The effects of minimum wages throughout the wage distribution. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper*, n. 7519, February 2000.

NEUMARK, D.; WASCHER, W. Employment effects of minimum and subminimum wages: reply to Card, Katz and Krueger. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 47, n. 3, p. 497-512, April 1994.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, issue 3, p. 693-709, October 1973.

PIKETTY, T. *A Economia da Desigualdade*. Tradução de André Telles. 1. ed. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2015.

PIKETTY, T. *O Capital no século XXI*. Tradução de Monica Baumgarten de Bolle. 1. Ed. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.

PORTUGAL, P.; CARDOSO, A. Disentangling the minimum wage puzzle: an analysis of job accessions and separations from a longitudinal matched employer-employee data set. *CEPR Discussion Paper n. 2844*, 2001.

RAMOS, L. Desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil, de 1995 a 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, Capítulo 24.

REBITZER, J.; TAYLOR, L. The consequences of minimum wage laws: some new theoretical ideas. *Journal of Public Economics*, n. 56, p. 245-255, February 1995.

REIS, M. C.; CORSEUIL, C. H.; BRITO, A. S. Critérios de classificação para ocupação informal: consequências para a caracterização do setor informal e para a análise de bem-estar no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 45, n. 1, jan-mar 2015.

REYNOLDS, L.; GREGORY, P. *Wages, productivity, and industrialization in Puerto Rico*. Homewood, IL: Richard D. Irwin, Inc., 1965.

SABOIA, J. Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005 – resultados de simulações. *Revista Econômica (UFF)*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 2, p. 270-295, dezembro de 2007.

SABOIA, J. *Salário mínimo: A experiência brasileira*. Porto Alegre, RS: L&PM Editores, 1985.

SHAPLEY, L. A value for n-person games. In: KUHN, H. W.; TUCKER, A. W. (eds.). *Contributions to the Theory of Games*, v. 2, Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1953.

SLONIMCZYK, F. SKOTT, P. Employment and Distribution Effects of the Minimum Wage. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 84, issue 1, September 2012.

SOARES, F.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, Capítulo 17.

SOARES, S. *A desigualdade de renda de 1995 a 2009 e tendências recentes*. Texto para discussão do CEDE/UFF n.51. Niterói, agosto de 2011.

SOARES, S.; SOUZA, P. H.; OSÓRIO, R.; SILVEIRA, F. Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e a pobreza. In: CASTRO, J. A.; MODESTO, L. (Org.). *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios*. Brasília: IPEA, 2010. Volume 2, capítulo 1.

SOUZA, P. H. Uma metodologia para explicar diferenças entre dados administrativos e pesquisas amostrais, com aplicação para o Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada na PNAD. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, v. 30, n. 1, p. 299-315. Rio de Janeiro, jan-jun 2013.

SOUZA, P. H.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda *per capita* no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 43, n. 1, p. 5-28, São Paulo, jan-mar 2013.

SOUZA, P. R.; BALTAR, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 9, n. 3, p. 629-660, Rio de Janeiro, dezembro de 1979.

STEWART, M. B. Wage inequality, minimum wages effects, and spillovers. *Oxford Economic Papers*, v. 64, n.4, p. 616-634, February 2012.

STIGLER, G. The economics of minimum wage legislation. *The American Economic Review*, v. 36, n. 3, p. 358-365, June 1946.

TEULING, C. N. The contribution of minimum wages to increasing wage inequality. *The Economic Journal*, v. 113, issue 490, p.801-833, October 2003.

ULYSSEA, G. Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, capítulo 30.

VOLSCHO JR., T. Minimum Wages and Income Inequality in the American States, 1960-2000. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 23, p. 343-368, 2005.

WAJNMAN, S.; TURRA, C.; AGOSTINHO, C. Estrutura domiciliar e distribuição de renda familiar no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2006. Volume 1, capítulo 14.