

# **A política de valorização do salário mínimo foi importante para a redução da pobreza no Brasil?**

## **Uma análise para o período 2002-2013**

*Alessandra Scalioni Brito*

(Pesquisadora do IBGE)

*Celia Lessa Kerstenetzky*

(Professora Titular do Instituto de Economia da UFRJ)

### **Resumo**

Este trabalho tem por objetivo analisar a contribuição da política de valorização do salário mínimo para a redução da pobreza ocorrida no Brasil nos anos 2000, considerando não só a incidência da pobreza, mas também sua intensidade e severidade. Para tanto, foi utilizada uma metodologia de decomposição que permite isolar o efeito do salário mínimo levando em conta além de sua função de piso salarial, a de valor mínimo das aposentadorias e pensões do sistema previdenciário e de valor do Benefício de Prestação Continuada (BPC). Entre 2002 e 2013, o salário mínimo foi responsável por explicar 40,2% da redução na proporção de domicílios pobres, 44,9% da redução na intensidade da pobreza e 51,1% da diminuição na severidade da pobreza. Considerando o efeito de transbordamento (*spillover*), a contribuição do salário mínimo torna-se ainda maior, destacando-se como o fator mais importante. Nossos resultados apontam também para efeitos diferenciados em termos regionais.

**Palavras-chave:** salário mínimo, pobreza, decomposição, seguridade social

**Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica**

**JEL:** H53, H55, I32, J31

### **Abstract**

This study aims to analyze the contribution of the policy of valorization of the minimum wage for the reduction of poverty occurred in the first decade of the XXIst century in Brazil, considering not only the incidence of poverty, but also its intensity and severity. In order to do so, a decomposition methodology was used to isolate the effect of the minimum wage taking into account, in addition to its being the wage floor, its important roles as the basic pension and the social assistance benefit (the Benefício de Prestação Continuada or BPC) values. Between 2002 and 2013, the minimum wage responded for 40.2% of the reduction in the proportion of poor households, 44.9% of the reduction in the intensity of poverty and 51.1% of the decrease in the severity of poverty. Considering the spillover effect, the contribution of the minimum wage becomes even greater, turning out to be the most important factor explaining the observed reduction in poverty in the country. Our results also point to regional differences (North and Northeast versus Southeast, South and Midwest).

**Key words:** minimum wage, poverty, decomposition, social security

## **1. Introdução**

A primeira década do século XXI testemunhou inegável progresso social no Brasil. Dois indicadores resumem boa parte das realizações: a incidência da pobreza na população e a desigualdade de renda entre os domicílios no país. A pobreza, que chegara no início do século a

atingir aproximadamente um terço da população, recua para pouco acima de 10%<sup>1</sup>; a desigualdade, que conferira ao país o epíteto de campeão mundial, diminui em ritmo respeitável até mesmo para padrões internacionais<sup>2</sup>.

Diversos trabalhos documentam a influência relativa do crescimento econômico experimentado no período e de políticas redistributivas na redução da pobreza (Lustig et al. 2013; Pero e Cruz 2015); outros tantos se debruçam sobre fatores incidentes sobre as desigualdades, comparando os pesos relativos de progressos no mercado de trabalho e avanços em outros rendimentos, como os programas de transferência de renda e demais benefícios sociais (Soares et al. 2007; Hoffmann e Ney 2008; Soares 2011).

Dentre as políticas redistributivas, os programas de renda e seus impactos sobre pobreza e desigualdade despertaram especial interesse, mas uma política específica, a valorização do salário mínimo, posta em prática na sequência do Plano Real, foi menos destacada enquanto tal. A despeito de um bom número de trabalhos estimarem o impacto do mínimo sobre a redução da desigualdade *salarial* (Firpo e Reis 2007, Menezes-Filho e Rodrigues 2009, Neder e Ribeiro 2010, Komatsu 2013, Ferreira et al. 2014, Machado, Brito e Kerstenetzky 2016), e nesse sentido abrigarem a política do salário mínimo no repertório clássico de políticas de regulação do mercado de trabalho, poucos arriscaram apreendê-la como política redistributiva em sentido amplo, o que seria natural uma vez que o mínimo é no Brasil indexador social a fixar o piso dos benefícios sociais constitucionais, ademais de salário-base. A lacuna é importante pois o salário mínimo valorizou-se 112,2% entre 1995 e 2013 (72,3% entre 2002 e 2013; a maior valorização ocorrendo no período 2002-2009, 48,4%). Nesse sentido mais amplo, vale dizer, como política de garantia de uma renda mínima aos brasileiros, torna-se legítimo investigar os efeitos de seus reajustes não apenas sobre o mercado de trabalho – sua eficácia como salário de fato mínimo, a impedir a queda livre do rendimento do trabalho e assim garantir que o trabalho possua valor para o trabalhador, bem como sua efetividade como elemento limitador da dispersão salarial – mas, de modo geral, sobre o bem-estar social, aí incluídos efeitos sobre a pobreza e a desigualdade de renda entre os domicílios no país.

Recentemente, pesquisa empírica documentou efeitos únicos da valorização do mínimo sobre a desigualdade dos rendimentos domiciliares no Brasil: o impacto total via variação no valor e na parcela de recebedores de rendimentos no valor do salário mínimo na distribuição de rendimentos superou as demais fontes de variação na explicação do declínio da desigualdade de renda ocorrida no país entre 1995 e 2014 (Brito, Foguel e Kerstenetzky, 2016)<sup>3</sup>. Chamou especial atenção a convivência de ajustes reais no mínimo com a expansão do emprego, em particular do emprego formal, refletindo ademais da criação de novos postos de trabalho formal, a migração de trabalhadores da inserção informal para a formalidade, com ênfase na contratação com carteira assinada (Corseuil e Foguel 2016).

Na medida em que recebedores do salário mínimo, considerando-se em conjunto as três fontes de recebimento: salários, aposentadorias e pensões, e assistência social, concentram-se em domicílios com rendimento per capita inferior à renda mediana na distribuição dos rendimentos domiciliares, caberia ainda investigar se houve impacto significativo sobre a pobreza, satisfazendo, portanto, a função de “renda mínima garantida” conferida ao salário mínimo pela Constituição de 1988. É esse o propósito que anima esta pesquisa.

Aplicando uma metodologia de decomposição aos dados das PNADs dos anos de 2002, 2009 e 2013, buscamos estimar o impacto da política de valorização do salário mínimo sobre a redução da pobreza no Brasil, computando o efeito não apenas como diminuição da proporção de

---

<sup>1</sup> Oscilou entre 29,5% e 11,5%, entre 2002 e 2013.

<sup>2</sup> Em termos do índice de Gini, a variação foi de 0,588 para 0,5183, entre 2002 e 2013.

<sup>3</sup> O efeito total alcançou 64% nesse período. De nosso conhecimento, apenas o trabalho de Saboia (2007) buscou computar o efeito sobre a distribuição de rendimentos de todas as fontes.

pobres na população (incidência da pobreza), mas também como redução da pobreza dos que ainda se mantiveram pobres (intensidade da pobreza) e da marginalização dos mais pobres entre os pobres (severidade da pobreza). Nossos resultados sugerem impactos significativos e bastante relevantes do salário mínimo nas três dimensões de pobreza acima referidas.

Em um dos exercícios, que considerou o efeito do mínimo por via dos recebedores do “valor exato” do salário mínimo, este foi o segundo fator mais importante no declínio da pobreza -- ficando atrás apenas da renda do trabalho não-salário mínimo. Em um segundo exercício, quando se supôs o chamado efeito “spillover”, isto é, valores na vizinhança do mínimo possivelmente afetados por seus reajustes, o impacto isolado do mínimo superou todos os demais nas três dimensões de pobreza consideradas neste estudo. Mais surpreendente ainda, o mínimo reduziu a intensidade e a severidade da pobreza ainda mais do que reduziu a proporção de pobres, revelando sua presença em domicílios muito pobres -- e com ela a força de seus efeitos. Investigando os canais por meio dos quais esses efeitos se produziram, encontramos que o impacto via mercado de trabalho superou em muito os canais previdência e assistência -- o que sinaliza a maior presença de recebedores trabalhadores, em comparação a aposentados e assistidos, em domicílios pobres no país. A variável “outros rendimentos”, onde se incluem programas sociais nominalmente voltados para o alívio à pobreza, como o Bolsa Família, se revelou importante na redução da intensidade e da severidade da pobreza, mas pouco efetiva na redução da proporção de pobres -- o que encontra provável explicação no baixo valor dos benefícios, usualmente insuficientes para levar os beneficiários para cima da linha de pobreza.

O restante deste trabalho se subdivide nas seguintes seções. A primeira seção resume a literatura relevante; a segunda, introduz a metodologia; a terceira, apresenta as estatísticas descritivas, enquanto a quarta e a quinta seções trazem os resultados e as considerações finais, respectivamente.

## **2. Revisão da literatura**

A literatura empírica sobre as relações entre o salário mínimo e a pobreza ganhou impulso no Brasil com o Plano Real e o longo processo de valorização do salário mínimo que se lhe seguiu, a partir de 1995. Internacionalmente, o tema esteve no centro do debate público norte-americano por várias décadas ao longo do século XX, opondo institucionalistas e economistas do trabalho de corte neoclássico, influenciados por trabalhos da escola de Chicago, os quais estendiam os postulados do modelo da concorrência perfeita para o então chamado mercado de trabalho (Kaufman 2010). Por décadas, é lícito dizer, o debate foi principalmente teórico. Contudo, a partir dos anos 1990, uma mudança na política do salário mínimo nos EUA, ao ensejar uma onda de trabalhos essencialmente empíricos, reenergizou o debate. O alvo era o postulado segundo o qual reajustes no salário mínimo aumentariam a pobreza ao desencadear efeitos indiretos sobre o emprego (desemprego ou informalização e conseqüente diminuição dos salários no setor informal). Trabalhos empíricos como os de Card e Krueger (1994, 1995) revelaram que tal não se passara em estados norte-americanos que haviam adotado o novo mínimo federal, onde, ao contrário, um pequeno aumento do emprego (formal) havia sido observado. Esses resultados estimularam a emergência de novos modelos teóricos bem como sucessivas levadas de estudos empíricos, insurgentes ou confirmatórios, numa controvérsia que, em seu estado atual, não conseguiu estabelecer resultado mais preciso do que esse, em um quase consenso no campo: com variações anuais modestas em seu valor, a elasticidade emprego do salário mínimo é, quando negativa, de valor negligenciável (Belman and Wolfson 2014).

Os estudos para os EUA foram replicados em países desenvolvidos (notadamente, França, Inglaterra a partir de 1999, e Alemanha, a partir de 2015) e menos desenvolvidos (Colômbia, Argentina, México, Uruguai entre outros) com resultados equivalentes. Para países em desenvolvimento, pesquisa de Lustig (1995) encontrou correlação negativa, significativa e relevante

entre o mínimo e a pobreza em uma amostra de 30 países e 25 anos (uma elasticidade de 0,85), reforçando os achados da assim chamada “Nova Economia do Salário Mínimo” inaugurada pelos trabalhos de Card e Krueger (op.cit.).

No Brasil, trabalhos como os de Ramos e Reis (1995) e Foguel et al. (2000) igualmente documentaram impactos negativos do mínimo sobre a incidência da pobreza no Brasil. Tendo em vista a importância do trabalho informal, típico de mercados de trabalho menos desenvolvidos, o estudo de Neri, Gonzaga e Camargo (2001) se destacou ao identificar características institucionais, sob a forma de regras informais, a complexificar análises teóricas e assim valorizar estudos de caso para o entendimento de comportamentos teoricamente não esperados. Desse modo, ao estimar o importante efeito absoluto e relativo (na comparação com outros fatores como crescimento do PIB ou redução do desemprego) do salário mínimo sobre a pobreza no Brasil (efeito de redução), os autores destacaram o elevado percentual de trabalhadores informais que recebem exatamente o salário mínimo (sem carteira e por conta própria), bem como o uso do salário mínimo como numerário no setor formal. Na realidade, a maior parte do efeito de redução da pobreza documentado nesse estudo se daria pelo emprego informal, o famoso “efeito farol” (segundo terminologia de Souza e Baltar, 1982).

Trabalhos subsequentes confirmaram o papel positivo do mínimo na redução da pobreza no país, ainda que com reservas. Paes de Barros, Corseuil e Cury (2001), por exemplo, encontraram efeitos positivos totais, em simulação de aumento do mínimo com dados da PNAD de 1995, quando se incorporam os benefícios da previdência social, mas negativos ainda que diminutos quando a análise se limitou ao mercado de trabalho. O resultado ligeiramente desfavorável aparece por conta da análise de equilíbrio geral computável utilizada (as diversas suposições por trás do modelo de concorrência perfeita adotado são detalhadas pelos autores no exercício), que leva em conta efeitos indiretos teoricamente esperados, especialmente sobre o desemprego e a informalidade. Posteriormente, num retorno ao tema, Paes de Barros, Carvalho e Franco (2006) estudam a efetividade do mínimo, agora em comparação com outros instrumentos de redução da pobreza, como o Programa Bolsa Família (PBF). Enquanto suas simulações de aumentos do mínimo com dados da PNAD de 2004 continuam mostrando impactos favoráveis do mínimo sobre a redução da pobreza, a comparação com o PBF sugere este como intervenção mais custo-efetiva: com gasto menor, o PBF seria capaz de ombrear a eficácia do mínimo. Nessa análise, contudo, o foco é na redução da insuficiência de renda (volume de recursos necessário para levar todos os pobres até a linha de pobreza) e não na contração da proporção de pobres (% de pessoas vivendo abaixo da linha de pobreza). Finalmente, Afonso et al. (2011), documentando, embora, o efeito do mínimo sobre a redução da pobreza e da pobreza extrema -- por meio de dois modelos econométricos que encontram coeficientes negativos, significativos e expressivos, especialmente para aposentadorias e pensões, mas também para os rendimentos do trabalho --, não deixam de observar que a variação dos efeitos médios ao longo dos anos entre 1995 e 2007 não parece acompanhar o ganho real do salário mínimo no período, sugerindo um “esgotamento dos efeitos”.

Nosso trabalho se soma a essa literatura, estendendo a análise para o período 2002-2013 de modo a coincidir com um importante momento de redução da pobreza no país, uma variação de 18 pontos percentuais, e de valorização do salário mínimo no país, uma variação real de 72,3%. Nosso estudo permitirá checar a hipótese do esgotamento dos efeitos, prevista no trabalho de Afonso et al. (2011), observar os canais de transmissão mais importantes no período, se assistência (BPC), previdência ou mercado de trabalho, identificar os efeitos do mínimo não apenas na incidência da pobreza, mas também sobre os mais pobres, e aproximativamente comparar seus efeitos globais com os de programas sociais de alívio à pobreza.

### **3. Metodologia**

#### *3.1) Medidas de pobreza*

Neste artigo, optamos por utilizar as medidas de pobreza da família Foster-Greer-Thorbecke (1984), FGT, cuja construção permite três variações: a) alfa igual a zero, para incidência de pobreza; b) alfa igual a 1, para intensidade da pobreza; e c) alfa igual a 2, para severidade da pobreza.

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{G_i}{z} \right)^{\alpha}, \text{ com } \alpha \geq 0$$

Onde  $G_i = (z - y_i) \times I(y_i < z)$  o hiato de rendimento dos indivíduos pobres,  $z$  é a linha de pobreza,  $y_i$  é a renda do indivíduo  $i$  e  $I(\cdot)$  é uma função indicadora se o indivíduo é pobre, caso sua renda seja menor que a linha de pobreza.

A interpretação de cada uma das três medidas é a seguinte. A incidência de pobreza (*headcount index*) mede a proporção de pobres na população, com base na comparação da renda de cada indivíduo  $y_i$  a uma linha de pobreza  $z$ . Caso a renda do indivíduo seja inferior à linha de pobreza, a função indicadora  $I(\cdot)$  recebe valor 1, caso contrário 0.

$$FGT_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I(y_i < z)$$

Apesar de simples de construir e de fácil entendimento, essa medida apresenta o inconveniente de desconsiderar a intensidade da pobreza, isto é, quão distante estão os indivíduos pobres da linha de pobreza. Além disso, ela não se altera caso as pessoas situadas abaixo da linha de pobreza se tornem ainda mais pobres. A intensidade da pobreza (*poverty gap index*), nossa segunda medida, por outro lado, leva em conta não apenas a incidência, como também essa distância ou hiato. Dessa forma, ela aumenta à medida que os indivíduos, em média, se afastam da linha, e expressa isso como uma porcentagem da linha de pobreza.

$$FGT_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{G_i}{z}$$

Por fim, a terceira medida, a severidade da pobreza (*squared poverty gap index*) é uma medida que leva em conta a desigualdade entre os pobres, não apenas o hiato médio. Trata-se de uma soma ponderada dos hiatos de pobreza (como proporção da linha de pobreza), onde os pesos são proporcionais aos próprios hiatos, ou seja, quanto maior o hiato maior o seu peso.

$$FGT_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{G_i}{z} \right)^2$$

A utilização dessas três medidas nos permitirá melhor entender os possíveis impactos do salário mínimo, onde nos interessa captar não apenas o efeito sobre o percentual de pobres, mas também sobre a pobreza em sua intensidade e em seus efeitos de marginalização dos mais pobres.

### 3.2) Dados<sup>4</sup>

Utilizaremos os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos 2002, 2009 e 2013. O período como um todo coincide com o maior período de redução da pobreza no Brasil desde que se iniciou a política de valorização do salário mínimo<sup>5</sup>. A subdivisão em dois períodos teve como propósito permitir captar eventuais diferenças de efeito entre governos distintos, nomeadamente, os governos de Luís Inácio Lula da Silva (governo Lula), entre 2002 e 2009, e de Dilma Rousseff (governo Dilma), de 2009 a 2013. A análise se encerra no ano de 2013, apesar de já estarem disponíveis as PNADs dos anos de 2014 e 2015, o que se deve à opção pela utilização das linhas de pobreza

<sup>4</sup> Esta subseção, bem como as subseções 3.3 e 3.4, reproduz ou adapta partes de Brito (2015), cuja metodologia foi utilizada para estimar efeitos do salário mínimo sobre a desigualdade de rendimentos.

<sup>5</sup> Fizemos exercícios para o período 1995-2002 (governos do presidente Fernando Henrique Cardoso), contudo a pobreza praticamente não se alterou no período. A incidência de pobreza, por exemplo, passou de 30,2% em 1995 para 29,5% em 2002. Os resultados podem ser obtidos com os autores.

regionais calculadas pelo Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA) cujo último ano disponível é 2013 (ver valores correntes no Anexo)<sup>6</sup>. Esta linha nos pareceu mais adequada por estar lastreada no consumo dos domicílios e refletir a heterogeneidade regional do país. Com ela, evitamos referir a pobreza seja a critérios de programas de renda como o Bolsa Família ou a frações do salário mínimo que pudessem enviesar nossos resultados em favor de uma ou outra política.

Nosso foco de análise é a equação de rendimento domiciliar *per capita*. 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. Nossa amostra para cada ano é em média de 109.036 domicílios<sup>7</sup>.

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, como recomendado pela pesquisa, os rendimentos das pessoas com idade igual ou superior a 10 anos<sup>8</sup>. Todos os rendimentos utilizados na construção do rendimento domiciliar *per capita* bem como as linhas de pobreza foram deflacionados para setembro de 2013, com base no deflator para pesquisas domiciliares do IBGE proposto por Foguel e Corseuil (2002).

### 3.3) Variáveis do modelo

O rendimento domiciliar *per capita* é o rendimento mensal domiciliar ( $Y_{dom}$ ) dividido pelo número de moradores do domicílio ( $n$ ), enquanto 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 decompor 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 é mensurar a contribuição do salário mínimo para mudanças no rendimento domiciliar *per capita*, podemos subdividir o rendimento domiciliar em rendimento do trabalho das pessoas ocupadas<sup>9</sup> que ganham o piso salarial<sup>10</sup>, 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 sociais<sup>11</sup> e outros rendimentos.

<sup>6</sup> Essa linha de pobreza foi estimada a partir de metodologia desenvolvida pela comissão IBGE-IPEA-CEPAL, com base em cestas básicas regionais que satisfizessem requisitos nutricionais mínimos previamente definidos. Em 1996, a CEPAL realizou pesquisa sobre o conteúdo nutricional dos alimentos brasileiros e os requisitos nutricionais de nossa população com base na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1987/88 e nos preços agregados dos alimentos provenientes do SNIPC. Para detalhes da metodologia, ver: [http://www.ipeadata.gov.br/doc/metodologiaLP\(Revisada\).pdf](http://www.ipeadata.gov.br/doc/metodologiaLP(Revisada).pdf).

<sup>7</sup> Como nossa análise inclui anos anteriores a 2004, foram retiradas da amostra as áreas rurais da região Norte a fim de permitir a comparação.

<sup>8</sup> Para detalhes, ver o Glossário da PNAD. Disponível em:

[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/glossario\\_PNAD.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/glossario_PNAD.pdf)

<sup>9</sup> Os trabalhadores na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso não serão aqui considerados ocupados pela especificidade do tipo de ocupação.

<sup>10</sup> No caso do mercado de trabalho, consideraram-se como “salário mínimo exato” 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 em sentido literal. Espera-se que no mercado de trabalho a auto-declaração 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.

<sup>11</sup> 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

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

Como o termo Outros engloba rendimentos muito heterogêneos, optamos por identificar os termos rendimento do trabalho não SM e rendimento da previdência não SM separadamente. Assim:

$$(4) Y_{dom} = Y_{Trab.SM} + Y_{Prev.SM} + Y_{BPC} + Y_{Trab.nSM} + Y_{Prev.nSM} + Y_{Outros2}$$

Se dividirmos a equação 4 pelo número de moradores do domicílio, chegaremos ao rendimento domiciliar *per capita*.

$$(5) \frac{Y_{dom}}{n} = \frac{Y_{Trab.SM}}{n} + \frac{Y_{Prev.SM}}{n} + \frac{Y_{BPC}}{n} + \frac{Y_{Trab.nSM}}{n} + \frac{Y_{Prev.nSM}}{n} + \frac{Y_{Outros2}}{n}$$

Reescrevendo a equação 5, 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:

$$(6) \frac{Y_{dom}}{n} = \left( \frac{n_{ocupSM}}{n} * \frac{Y_{Trab.SM}}{n_{ocupSM}} \right) + \left( \frac{n_{prevSM}}{n} * \frac{Y_{Prev.SM}}{n_{prevSM}} \right) + \left( \frac{n_{BPC}}{n} * \frac{Y_{BPC}}{n_{BPC}} \right) + \frac{Y_{Trab.nSM}}{n} + \frac{Y_{Prev.nSM}}{n} + \frac{Y_{Outros2}}{n}$$

$$(7) Y_{pc} = (\%SM_T * Y_{SM.T}) + (\%SM_P * Y_{SM.P}) + (\%SM_A * Y_{SM.A}) + Y_{trabNSM.pc} + Y_{prevNSM.pc} + Y_{Out2.pc}$$

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 ( $Y_{SM.T}$ ), 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 ( $Y_{SM.P}$ ), um componente para a proporção de moradores que recebem BPC (SM na Assistência -  $\%SM_A$ ), outro para o rendimento médio recebido como BPC ( $Y_{SM.A}$ ), um componente para a renda trabalho não SM, outro para a renda da previdência não SM e finalmente um componente que agrega todas as demais fontes de renda.

Com base em Barros et al. (2006b) e Azevedo et al. (2012, 2013), faremos simulações com a equação (7) entre pares de anos, 2002-2009, 2009-2013 e 2002-2013, visando a mensurar o efeito da variação de cada componente sobre a variação das medidas de pobreza (FGT0, FGT1 e FGT2) computadas em termos do rendimento domiciliar *per capita* (rdpc) nos períodos. Na próxima subseção, descreveremos detalhadamente o método.

### 3.4) Método

Seja  $\gamma$  uma medida de pobreza. Esta medida será uma função  $\varphi(\cdot)$  da função de densidade acumulada  $F(\cdot)$  da rdpc, que depende de cada um dos fatores abaixo<sup>12</sup>:

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

Como as distribuições de rendimento *per capita* para os períodos 0 e 1 são conhecidas (2002 e 2013, 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 pobreza (FGT0, por exemplo) e interpretar este contrafactual como a incidência de pobreza 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 pobreza, por exemplo, seria calculado pela substituição do valor de  $\frac{n_{ocupSM}}{n}$  observado no período 0 pelo observado no período 1:

---

recebimento de um salário mínimo exato, este seria o BPC.

<sup>12</sup> Neste exemplo os termos  $Y_{trabNSM.pc}$ ,  $Y_{prevNSM.pc}$  e  $Y_{Out2.pc}$  estão considerados no termo  $Y_{Out.pc}$ .

$$(9) \hat{\gamma} = \varphi \left( F \left( Y_{pc} \left( n, \frac{n_{\widehat{ocupSM}}}{n}, \frac{n_{\widehat{prevSM}}}{n}, \frac{n_{\widehat{BPC}}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$$

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

Conforme Azevedo et al. (2012), Barros et al. (2006b) computam cada simulação contrafactual de uma forma aninhada, ou seja, identificam a contribuição de interações entre duas variáveis sobre 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 artigo em um possível caminho. Esse exemplo pode ser feito com diversas variações da ordem em que os contrafactuais são gerados e adicionados.

**Quadro 1:**

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



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 (1953), 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 geral estático, mas um exercício no qual se supõe que podemos de fato modificar um fator de cada vez, mantendo tudo o mais constante. Evidentemente, as diversas suposições necessárias para uma análise de EGC tornam essa metodologia igualmente limitada.

### 3.5) Estatísticas descritivas

Nesta seção apresentaremos as estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas neste artigo. A Tabela 1, abaixo, apresenta os domicílios totais e os domicílios pobres segundo a presença de pessoas receptoras de salário mínimo (SM).

Em 2002, de um total aproximado de 47 milhões de domicílios na PNAD com rendimento válido (expandido pelo peso amostral), 34% abrigavam pelo menos um receptor de um salário mínimo exato -- 16,9% continham pelo menos um ocupado recebendo o piso salarial; 19,7%, pelo menos um aposentado ou pensionista recebendo o piso da Previdência e 0,8%, pelo menos um beneficiário do Benefício de Prestação Continuada (BPC)<sup>13</sup>. Em 2009, estas proporções aumentaram respectivamente para 36%, 17,4%, 20% e 2,5%, no total de 56 milhões de domicílios, e em 2013, se elevaram para 37,4%, 18,3%, 20,4% e 2,8%, de um total ainda mais elevado de 60 milhões de domicílios. Não apenas o salário mínimo aumentou sua presença nos domicílios brasileiros (de 34% para 37,4%), como sua participação é ligeiramente mais importante como rendimento das aposentadorias do que como renda do trabalho, e assim se manteve ao longo do tempo.

**Tabela 1: Domicílios totais e domicílios pobres segundo a presença de recebedores de SM: Brasil – 2002, 2009 e 2013**

---

<sup>13</sup> 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.

<b>DOMICÍLIOS</b>	<b>2002</b>	<b>2009</b>	<b>2013</b>
<b>Domicílios totais (a)</b>	46987499	55739969	59908171
Domicílios com pelo menos 1 recebedor de SM	34.0	36.0	37.4
Domicílios com pelo menos 1 ocupado de SM	16.9	17.4	18.3
Domicílios com pelo menos 1 ocupado de SM (com spillover)	35.0	-	40.8
Domicílios com pelo menos 1 aposentado ou pensionista de SM	19.7	20.0	20.4
Domicílios com pelo menos 1 beneficiário do BPC	0.8	2.5	2.8
Domicílios com pelo menos 1 ocupado de SM / domicílios com pelo menos 1 ocupado	19.4	20.4	22.0
Domicílios com pelo menos 1 aposentado ou pensionista de SM / domicílios com pelo menos 1 aposentado ou pensionista	55.6	55.0	56.1
<b>DOMICÍLIOS POBRES</b>	<b>2002</b>	<b>2009</b>	<b>2013</b>
<b>Domicílios pobres (b)</b>	13876235	9573553	6881142
Domicílios com pelo menos 1 recebedor de SM	39.1	31.4	28.6
Domicílios pobres com pelo menos 1 ocupado de SM	23.6	20.6	20.1
Domicílios pobres com pelo menos 1 ocupado de SM (com spillover)	43.1	-	32.8
Domicílios pobres com pelo menos 1 aposentado ou pensionista de SM	17.5	9.9	7.3
Domicílios pobres com pelo menos 1 beneficiário do BPC	0.9	2.1	1.8
Domicílios pobres com pelo menos 1 ocupado de SM / domicílios pobres com pelo menos 1 ocupado	26.9	24.5	26.2
Domicílios pobres com pelo menos 1 aposentado ou pensionista de SM / domicílios pobres com pelo menos 1 aposentado ou pensionista	76.8	61.0	52.9
<b>Incidência de pobreza</b>	<b>29.5</b>	<b>17.2</b>	<b>11.5</b>

Fonte: PNAD 2002, 2009 e 2013. Elaboração própria.

A maior representatividade das aposentadorias no universo dos recebedores de salário mínimo pode ser percebida também por meio de outra relação: a proporção de domicílios com ocupados de SM no total de domicílios com pessoas ocupadas, que oscilou entre 19,4%, em 2002, e 22%, em 2013, e a proporção de domicílios com pelo menos um aposentado de SM no total de domicílios com pelo menos um aposentado, que pouco variou entre 55,6% e 56,1% entre 2002, e 2013.

A segunda parte da Tabela 1 traz estas mesmas estatísticas para os domicílios pobres. Nela, vemos que a proporção de ocupados de SM no total de domicílios é em todos os anos maior nos domicílios pobres relativamente aos domicílios totais. Ou seja, os recebedores ocupados de SM estão sobre-representados nos domicílios pobres. Por outro lado, a proporção de aposentados e pensionistas de SM no total de domicílios é sempre menor entre os pobres, possivelmente pelo fato de domicílios pobres terem proporcionalmente menos idosos. O mesmo ocorre entre os beneficiários do BPC. A proporção de domicílios com recebedores deste benefício assistencial no total de domicílios é ligeiramente inferior no caso dos domicílios pobres. Chama a atenção, quando observamos a evolução ao longo do tempo, a redução da presença do salário mínimo nos domicílios pobres, de 39,1% em 2002 para 28,6% em 2013, em boa parte por conta dos rendimentos de aposentadoria, sugerindo o salário mínimo como porta de saída da pobreza – hipótese que iremos checar na análise de decomposição.

A presença do salário mínimo entre os ocupados e entre os aposentados, embora decrescente, é certamente maior nos domicílios pobres do que nos domicílios totais (a única exceção é a renda de aposentadoria em 2013), como podemos observar pelo cômputo das respectivas razões nas linhas inferiores da Tabela 1.

Uma avaliação preliminar da Tabela 1 permite observar que, paralelamente à valorização do salário mínimo e à redução da pobreza no período entre 2002 e 2013, ocorre um movimento simultâneo de aumento da importância do salário mínimo nos domicílios brasileiros e redução de sua originalmente elevada importância nos domicílios pobres, a sinalizar seu potencial de mitigação da pobreza.

A fim de investigar o impacto mais amplo do salário mínimo quando admitidos efeitos de *spillover*, incluímos na Tabela 1 a estimativa da presença de ocupados recebedores de rendimentos do trabalho na faixa entre 0,9 e 1,5 salários mínimos (“SM com *spillover*”, na Tabela 1) para os anos de 2002 e 2013. Podemos observar que ao incluirmos a faixa subsequente ao “SM exato”, a proporção de domicílios totais e de domicílios pobres com ocupados recebendo esse valor se amplia significativamente, porém mais intensamente entre os domicílios pobres. Em 2002, 43,1% destes domicílios possuíam um ocupado nessa faixa de rendimentos; a proporção cai em 2013 para 32,8%, acompanhando o que já havíamos observado acontecer com a proporção de recebedores do SM exato nestes domicílios. De novo, enquanto cresce nos domicílios totais, a presença relativa desses ocupados nos domicílios pobres, mesmo que ainda expressiva (32,8% em 2013), declina ao longo da década (era 43,1% em 2002), sugerindo que domicílios com ocupados com rendimentos na faixa do “SM com *spillover*” estão deixando de ser pobres.

A investigação da importância diferenciada do salário mínimo para as regiões brasileiras nos levou a efetuar os mesmos cálculos, dessa vez separando as regiões em dois grupos Sudeste-Sul-Centro Oeste e Norte-Nordeste, que passamos a denominar, respectivamente, “Sudeste” (SE) e “Nordeste” (NE).

**Tabela 2: Domicílios totais e domicílios pobres segundo a presença de recebedores de SM, por região: Brasil, 2002 e 2013<sup>14</sup>**

DOMICÍLIOS	Sudeste, Sul e Centro-Oeste		Norte e Nordeste	
	2002	2013	2002	2013
<b>Domicílios totais</b>	32354355	40240890	14633144	19667281
<b>Domicílios totais (%)</b>	100.0	100.0	100.0	100.0
Domicílios c/ pelo menos 1 ocupado de SM	13.9	15.0	23.4	25.0
Domicílios c/ pelo menos 1 ocupado de SM (com <i>spillover</i> )	32.7	40.5	40.1	41.3
Domicílios c/ pelo menos 1 aposentado/pensionista de SM	17.4	18.5	24.6	24.4
Domicílios com pelo menos 1 ocupado de SM / domicílios com pelo menos 1 ocupado	16.0	17.8	26.8	30.9
Domicílios com pelo menos 1 aposentado ou pensionista de SM / domicílios com pelo menos 1 aposentado ou pensionista	47.9	48.9	74.3	72.7
<b>DOMICÍLIOS POBRES</b>	<b>2002</b>	<b>2013</b>	<b>2002</b>	<b>2013</b>
<b>Domicílios pobres (%)</b>	100.0	100.0	100.0	100.0
Domicílios pobres c/ pelo menos 1 ocupado de SM	20.6	21.2	26.0	19.6
Domicílios pobres c/ pelo menos 1 ocupado de SM (com <i>spillover</i> )	44.5	44.0	41.9	27.8
Domicílios pobres c/ pelo menos 1 aposentado/pensionista de SM	14.8	6.5	19.8	7.6
Domicílios pobres com pelo menos 1 ocupado de SM / domicílios pobres com pelo menos 1 ocupado	24.1	27.4	29.2	25.7
Domicílios pobres com pelo menos 1 aposentado ou pensionista de SM / domicílios pobres com pelo menos 1 aposentado ou pensionista	66.1	40.1	85.4	60.3

Fonte: PNAD 2002, 2013. Elaboração própria.

De um modo geral, como era de se esperar, o salário mínimo é mais importante na região NE do que na região SE, sendo a diferença entre as regiões maior para o rendimento do trabalho do que para as aposentadorias. Enquanto 13,9% dos domicílios tinham pelo menos um ocupado recebendo o piso salarial na região SE, em 2002, na região NE esta proporção era de 23,4%. Em 2013, a diferença regional se mantém (15% frente a 25%), indicando a maior importância do mínimo como renda do trabalho nas regiões menos desenvolvidas. Quando se analisam as aposentadorias, tem-se que mais uma vez na região NE é maior a proporção de domicílios com pelo menos um aposentado ou pensionista recebendo o piso relativamente à região SE. Em 2013, esta proporção era de 24,4% na região NE e 18,5% na região SE; em 2002, as proporções eram 26,6% e 17,4%. Ao longo da década, de um modo geral, a participação de pessoas receptoras do salário

<sup>14</sup> A divisão regional gera dificuldades de tamanho amostral e de operacionalização da decomposição de Shapley, motivos pelos quais não foi estimado o efeito do BPC separando-se em NE e SE.

mínimo aumentou nos domicílios totais (houve apenas um pequeno declínio na proporção de aposentadorias SM na região NE). Se considerarmos o SM com *spillover*, a participação é ainda maior e sofreu acréscimo em ambas as regiões, sendo, contudo, mais importante na região NE, onde 41,3% dos domicílios têm um recebedor ocupado nessa faixa de rendimento.

A representatividade do SM seja nos rendimentos do trabalho (30,9% em 2013), seja nas aposentadorias (72% em 2013) é significativamente maior na região NE, relativamente à SE (17,8% e 48,9%, respectivamente, em 2013) – como podemos observar nas linhas inferiores da Tabela 2.

A análise regional considerando apenas os domicílios pobres está apresentada na segunda parte da Tabela 2. Mais uma vez, os recebedores de SM no mercado de trabalho aparecem sobre-representados nos domicílios pobres (exceto na região NE em 2013); do mesmo modo, os recebedores de SM na previdência estão sub-representados entre os pobres, sobretudo em 2013, em ambas as regiões. Vale notar, adicionalmente, a expressiva queda, na região NE ao longo da década, da participação dos ocupados de salário mínimo exato (6pp) e de SM com *spillover* (14pp), bem como de aposentados no valor do SM (12pp), sugerindo importante impacto do mínimo na redução da pobreza especialmente nessa região.

Em síntese, as estatísticas descritivas sugerem um importante papel do salário mínimo na redução da pobreza nos domicílios brasileiros, especialmente pela presença nesses domicílios de pessoas ocupadas recebendo o piso salarial. Essa presença declina nos domicílios pobres e nas regiões menos desenvolvidas, ao mesmo tempo em que aumenta nos domicílios totais e regiões mais desenvolvidas, sugerindo o mínimo como porta de saída da pobreza. Para testar essa hipótese é que partimos para a análise de decomposição cujos resultados apresentamos na próxima seção.

#### 4) Resultados

Nesta seção, organizamos os resultados das simulações, realizadas com base na metodologia apresentada na seção precedente, da forma seguinte. Inicialmente, apresentamos o modelo geral, onde destacamos os termos de salário mínimo para o período 2002-2013 e para os subperíodos 2002-2009 e 2009-2013. Em seguida, flexibilizamos o termo de salário mínimo no mercado de trabalho, permitindo um efeito *spillover*, uma vez que o termo renda do trabalho não salário mínimo<sup>15</sup> tende a explicar uma parcela substancial da redução da pobreza no período. Por fim, detalhamos os resultados de salário mínimo por região.

##### 4.1) Modelo geral

Como já mencionado, entre 2002 e 2013, a incidência da pobreza se reduziu em 18,1 pontos percentuais: a pobreza que incidia sobre 29,5% dos domicílios declina para 11,5% (Tabela 3, coluna (a)). Os fatores relacionados ao salário mínimo foram responsáveis por 40,2% dessa redução: 19,6% através do canal do mercado de trabalho, 16,1% pelo canal da previdência e 4,5% através do BPC. Considerando-se os componentes valor e proporção de pessoas, a variação positiva do valor do mínimo foi em geral mais importante que a variação positiva do percentual de pessoas recebendo esse rendimento. Contudo, o fator isolado mais importante foi a renda do trabalho não salário mínimo, responsável por 51,6% do efeito de redução observado.

Ao analisarmos os subperíodos 2002-2009 e 2009-2013, verificamos que enquanto nos dois governos Lula a incidência de pobreza caiu em média 7,5% ao ano, no primeiro governo Dilma, essa queda foi um pouco mais intensa, equivalendo a 9,6% ao ano. Como podemos observar na coluna (b) da Tabela 3, no primeiro subperíodo, o FGT0 recua 12,4 pontos percentuais, e a contribuição do salário mínimo para essa redução alcança 46,5%. Contribuíram para esse efeito, em ordem decrescente, o mercado de trabalho (21,1%), a previdência (18,9%) e o BPC (6,4%). Mais uma vez destaca-se o efeito da renda trabalho não salário mínimo, superando o efeito total do salário mínimo: 46,8%. Na coluna (c), por sua vez, temos a variação da incidência de pobreza durante o primeiro governo Dilma, 5,7 pontos percentuais. A contribuição do salário mínimo no

---

<sup>15</sup> Fizemos exercícios testando se o que explicaria essa grande contribuição viria daqueles que ganhavam abaixo ou acima do salário mínimo e o que se concluiu era que a parcela importante de redução se devia àqueles que estavam imediatamente acima do SM.

mercado de trabalho foi de 22%, enquanto na previdência foi de 14,6% e via BPC, 1,5%, totalizando 38,1%. Mais uma vez, o efeito da renda do trabalho não salário mínimo superou este último, ao explicar 50,3% da redução da proporção de domicílios pobres entre 2009 e 2013.

**Tabela 4: Resultados do modelo geral: 2013-2002, 2009-2002 e 2013-2009**

	2013-2002 (a)			2009-2002 (b)			2013-2009 (c)		
	FGT0	DP	% FGT0	FGT0	DP	% FGT0	FGT0	DP	% FGT0
<b>Indicador Ano 1</b>	11.46			17.18			11.46		
<b>Indicador Ano 2</b>	29.53			29.53			17.18		
<b>Mudança Total</b>	-18.07	0.00	100.0	-12.36	0.00	100.0	-5.72	0.00	100.0
SM_trab	-2.00	-0.04	11.1	-1.51	0.10	12.2	-0.68	-0.07	11.9
SM_prev	-1.69	-0.11	9.4	-1.49	0.01	12.0	-0.39	-0.08	6.9
Y_BPC	-0.41	-0.07	2.2	-0.40	0.02	3.2	-0.04	-0.07	0.7
Trabalho não SM	-9.32	-0.08	51.6	-5.78	-0.09	46.8	-2.87	-0.01	50.3
Previd. não SM	-0.65	-0.05	3.6	-0.32	-0.02	2.6	-0.33	-0.02	5.8
Outras rendas	-0.83	-0.07	4.6	-0.52	-0.06	4.2	-0.33	-0.01	5.8
% ocup_SM	-1.54	-0.04	8.5	-1.10	0.09	8.9	-0.58	-0.07	10.2
% prev_SM	-1.22	-0.11	6.8	-0.85	0.01	6.9	-0.44	-0.07	7.7
% BPC	-0.40	-0.07	2.2	-0.40	0.02	3.2	-0.04	-0.07	0.8
<b>Observações:</b>	208356	<i>SM =</i>	<b>40.2</b>	216153	<i>SM =</i>	<b>46.5</b>	219509	<i>SM =</i>	<b>38.1</b>
	2013-2002 (d)			2009-2002 (e)			2013-2009 (f)		
	FGT1	DP	% FGT1	FGT1	DP	% FGT1	FGT1	DP	% FGT1
<b>Indicador Ano 1</b>	4.23			6.45			4.23		
<b>Indicador Ano 2</b>	12.07			12.07			6.45		
<b>Mudança Total</b>	-7.84	0.00	100.0	-5.62	0.00	100.0	-2.23	0.00	100.0
SM_trab	-0.98	-0.05	12.5	-0.78	0.03	13.9	-0.31	-0.05	13.7
SM_prev	-0.69	-0.07	8.7	-0.47	-0.02	8.3	-0.20	-0.03	8.9
Y_BPC	-0.30	-0.04	3.8	-0.27	0.00	4.9	-0.03	-0.03	1.5
Trabalho não SM	-2.75	-0.05	35.1	-2.15	-0.04	38.4	-0.52	-0.03	23.5
Previd. não SM	-0.37	-0.04	4.7	-0.11	-0.02	1.9	-0.28	-0.01	12.4
Outras rendas	-1.20	-0.04	15.3	-0.86	-0.01	15.2	-0.37	-0.02	16.6
% ocup_SM	-0.71	-0.06	9.1	-0.45	0.02	8.0	-0.27	-0.05	12.1
% prev_SM	-0.54	-0.07	6.9	-0.26	-0.02	4.6	-0.22	-0.03	9.9
% BPC	-0.30	-0.04	3.8	-0.27	0.00	4.8	-0.03	-0.03	1.5
<b>Observações:</b>	208356	<i>SM =</i>	<b>44.9</b>	216153	<i>SM =</i>	<b>44.5</b>	219509	<i>SM =</i>	<b>47.5</b>
	2013-2002 (g)			2009-2002 (h)			2013-2009 (i)		
	FGT2	DP	% FGT2	FGT2	DP	% FGT2	FGT2	DP	% FGT2
<b>Indicador Ano 1</b>	2.31			3.47			2.31		
<b>Indicador Ano 2</b>	6.70			6.70			3.47		
<b>Mudança Total</b>	-4.39	0.00	100.0	-3.23	0.00	100.0	-1.16	0.00	100.0
SM_trab	-0.53	-0.05	12.2	-0.44	0.02	13.7	-0.16	-0.04	14.2
SM_prev	-0.44	-0.05	10.0	-0.22	-0.01	6.8	-0.16	-0.02	14.2
Y_BPC	-0.26	-0.03	6.0	-0.23	0.01	7.3	-0.03	-0.02	2.4
Trabalho não SM	-0.59	-0.04	13.5	-0.81	-0.03	25.0	0.16	-0.02	-13.4
Previd. não SM	-0.32	-0.04	7.3	-0.08	-0.01	2.3	-0.26	-0.01	22.4
Outras rendas	-1.23	-0.03	28.1	-0.87	0.00	27.1	-0.35	-0.01	30.4
% ocup_SM	-0.37	-0.05	8.5	-0.22	0.02	6.7	-0.15	-0.04	12.6
% prev_SM	-0.37	-0.05	8.5	-0.13	-0.02	3.9	-0.17	-0.02	14.9
% BPC	-0.26	-0.03	6.0	-0.23	0.01	7.2	-0.03	-0.02	2.3
<b>Observações:</b>	208356	<i>SM =</i>	<b>51.1</b>	216153	<i>SM =</i>	<b>45.6</b>	219509	<i>SM =</i>	<b>60.5</b>

Fonte: PNAD 2002, 2009 e 2013. Elaboração própria.

As colunas (d)-(f) apresentam resultados para a intensidade da pobreza (FGT1), ou seja, a medida que reflete o hiato de pobreza (a distância entre a renda per capita do domicílio e a linha de

pobreza) como proporção da linha de pobreza. Enquanto em 2002 a intensidade da pobreza era de 12,1% -- ou seja, era necessário transferir em média recursos equivalentes a 12,1% da linha de pobreza para que os indivíduos pobres a superassem --, em 2013 ela havia se reduzido para 4,2%, isto é, as pessoas residentes em domicílios pobres estavam dois terços mais próximas da linha de pobreza. Pois bem, a coluna (d) da Tabela 3 acima informa que a contribuição do salário mínimo para esse resultado foi de 44,9% -- sendo 21,6% através do rendimento do trabalho, 15,7%, dos rendimentos previdenciários e 7,6%, dos benefícios do BPC. Em outras palavras, o salário mínimo foi ainda mais importante na redução da intensidade do que da incidência de pobreza e seu impacto, por esse critério, superou o da renda do trabalho não salário mínimo.

Na análise por subperíodos, observa-se uma redução de 5,6 pontos percentuais (coluna (e)) entre 2002 e 2009, tendo o salário mínimo contribuído com 44,5%, com maior efeito via rendimento do trabalho, e de 2,2 pontos percentuais no último período (coluna (f)), mas com contribuição ainda mais significativa do mínimo, 47,6%, mais da metade da qual via mercado de trabalho.

Por fim, as colunas (g)-(i) apresentam a severidade da pobreza (FGT2) que, como vimos, pondera a intensidade da pobreza pela própria distância da renda do domicílio da linha da pobreza, desse modo conferindo maior peso para as famílias mais pobres. Esta medida era de 6,7% em 2002 e passou para 2,3% em 2013. O salário mínimo contribuiu em 51,1% para a redução dessa medida de pobreza entre 2002 e 2013 (coluna (g)), tendo o canal do mercado de trabalho contribuído com cerca de 40% do efeito. Nessa medida de pobreza, sobre a qual o impacto do salário mínimo foi o maior, o salário mínimo superou todos os demais fatores incidentes.

Ao analisarmos a dinâmica da severidade da pobreza por subperíodos, notamos que naquele que engloba os governos Lula, a redução da severidade da pobreza foi de 3,2 pontos percentuais (coluna (h)), com o salário mínimo contribuindo em 45,6%. Destaca-se o fato de esta ser a única medida em que o efeito do BPC tenha superado pelo menos o de um dos demais canais: 14,5%, enquanto a previdência contribuiu com 10,7% e o mercado de trabalho com 20,4%. Já no primeiro governo Dilma (coluna (i)), a severidade se reduziu de 3,5% para 2,3%. O efeito do mínimo, contudo, elevou-se a 60,5%, dividindo-se entre a previdência (29,1%) e o mercado de trabalho (26,8%).

Uma última observação da Tabela 3 indica a variável ‘Outras rendas’ como, ainda que representando uma pequena fração do efeito do mínimo na proporção de pobres (respondeu por 4,6%), importante para a redução da intensidade (15,3%) e, especialmente, da severidade da pobreza (28,1%). Nessa rubrica se incluem, além de juros, dividendos, alugueis, e outros rendimentos, os rendimentos provenientes de programas sociais como o Bolsa Família – pode-se conjecturar que seriam principalmente estes últimos a influenciar as medidas de intensidade e severidade da pobreza, confirmando percepções de que esses programas são muito eficazes no alívio à pobreza, ainda que não tanto na superação dela (incidência da pobreza). Mesmo assim, o exercício revela que também sob o ponto de vista do alívio da pobreza e da redução da desigualdade entre os pobres (FGT1 e FGT2), o salário mínimo, tendo em vista sua importância nos domicílios pobres identificada na seção precedente, parece bem mais efetivo. Adicionalmente, conforme a pobreza se retrai de um período a outro, e com ela o efeito do salário mínimo sobre sua incidência (de 46,5% a 38,1%), observamos um aumento da importância do mínimo em termos de seus efeitos sobre a intensidade (de 44,5% a 47,5%) e a severidade (45,6% a 60,5%) da pobreza no Brasil.

Contudo, não deixamos de notar que, tanto para incidência quanto para intensidade de pobreza, a renda do trabalho não salário mínimo teve um peso ainda mais importante para explicar a evolução da pobreza entre 2002 e 2013. Tentar entender melhor esta renda do trabalho diferente do “mínimo exato” é o objetivo da próxima seção.

#### *4.2) Modelo com spillover*

Nesta seção, considerou-se como efeito do SM no mercado de trabalho a faixa de rendimentos do trabalho entre 0,9 e 1,5 SM, permitindo assim um efeito transbordamento dos reajustes do mínimo para valores que estão imediatamente acima do piso salarial.

Optamos por flexibilizar o que chamamos de salário mínimo depois de investigar se o substancial efeito da renda do trabalho não SM sobre a pobreza provinha de pessoas ocupadas que recebiam proventos abaixo ou acima do piso salarial. O que se concluiu foi que grande parte deste efeito se devia a rendimentos pouco acima do mínimo. Desta forma, pôde-se inferir que seria um efeito de transbordamento do salário mínimo para as faixas subsequentes. Os resultados do modelo com *spillover* estão na tabela que se segue.

**Tabela 5: Resultados do modelo com spillover: 2013-2002**

	2013-2002 (a)			2013-2002 (b)			2013-2002 (c)		
	FGT0	DP	% FGT0	FGT1	DP	% FGT1	FGT2	DP	% FGT2
<b>Indicador Ano 1</b>	11.46			4.23			2.31		
<b>Indicador Ano 2</b>	29.53			12.07			6.70		
<b>Mudança Total</b>	-18.07	0.00	100.0	-7.84	0.00	100.0	-4.39	0.00	100.0
SM_trab*	-5.88	0.01	32.6	-2.96	-0.03	37.7	-1.79	-0.03	40.7
SM_prev	-1.83	-0.10	10.1	-0.72	-0.06	9.2	-0.44	-0.05	10.1
Y_BPC	-0.41	-0.06	2.3	-0.32	-0.04	4.1	-0.28	-0.02	6.4
Trabalho não SM**	-2.82	-0.07	15.6	0.61	0.00	-7.8	1.63	0.02	-37.2
Previd. não SM	-0.84	-0.04	4.7	-0.48	-0.04	6.1	-0.39	-0.04	8.9
Outras rendas	-0.81	-0.08	4.5	-1.20	-0.04	15.3	-1.25	-0.02	28.6
%ocup_SM*	-3.73	0.01	20.6	-1.89	-0.03	24.1	-1.21	-0.03	27.5
%prev_SM	-1.34	-0.10	7.4	-0.57	-0.07	7.3	-0.38	-0.05	8.6
%BPC	-0.41	-0.06	2.3	-0.32	-0.04	4.0	-0.28	-0.02	6.4
<b>Observações:</b>	208356	<b>SM =</b>	<b>75.3</b>	208356	<b>SM =</b>	<b>86.5</b>	208356	<b>SM =</b>	<b>99.8</b>

\* Considera entre 0.9 e 1.5 SM

\*\* Considera os abaixo de 0.9 SM e os acima de 1.5 SM

Fonte: PNAD 2002, 2009 e 2013. Elaboração própria.

Como podemos observar na Tabela 5 acima, considerando-se o salário mínimo com *spillover* no mercado de trabalho, a contribuição deste canal para a redução da pobreza atinge 53,2% (32,6% mais 20,6%), evidenciando que o elevado efeito “renda do trabalho não SM” detectado na subseção anterior (51,6%) derivava em boa parte dos rendimentos no intervalo entre 1,1 e 1,5 SM. Considerando os outros canais (previdência - 17,5% e BPC - 4,6%), a contribuição do salário mínimo para a redução da incidência da pobreza se elevou a 75,3% entre 2002 e 2013.

Para a intensidade da pobreza (FGT1), a redução de 7,8 pontos percentuais entre 2002 e 2013 pode ser explicada em 61,8% pelo salário mínimo no mercado de trabalho, quando se permite *spillover*, e em 86,5% quando se considera o efeito total (incluindo previdência e BPC) da redução da intensidade da pobreza neste período. Notar que a “renda do trabalho não salário mínimo”, que agora incorpora ganhos inferiores a 0,9 SM e superiores a 1,5SM, passa a contribuir para *aumentar* a intensidade da pobreza.

Já em relação à severidade (FGT2), o efeito do mínimo chega a 99,8% (68,2% apenas no mercado de trabalho). Novamente, chama a atenção o impacto negativo da “renda do trabalho não salário mínimo” sobre a severidade da pobreza (-37,2%). Torna-se importante investigar porque as rendas inferiores a 0,9SM contribuem para agravar a intensidade e a severidade da pobreza, o que não fazemos no presente trabalho -- sobre o que podemos apenas especular.

Ao fim e ao cabo, ao permitir que o efeito do SM no mercado de trabalho captasse o transbordamento para as faixas de renda subsequentes até 1,5SM, ampliamos o raio de explicação quanto a como o salário mínimo afeta a pobreza. Desta forma, vimos que o mínimo é importante não só como piso salarial, mas também como numerário, servindo de referência para aqueles que recebem um pouco acima do piso – nem tanto para os que recebem valores muito abaixo dele.

### 4.3) Modelo regional (NExSE)

Nesta seção vamos diferenciar o efeito do SM entre as regiões Norte e Nordeste (chamada aqui de NE) e as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste (chamada de SE). O objetivo é tentar mensurar a heterogeneidade regional do efeito do salário mínimo sobre a pobreza. Para isto, adaptamos o modelo geral da equação (7), juntando os termos  $Y_{trabNSM.pc}$ ,  $Y_{prevNSM.pc}$  e  $Y_{Out2.pc}$  sob a rubrica  $Y_{Out.pc}$  e abrindo os termos de SM, em cada canal, em NE e SE:

$$(10) \quad Y_{pc} = (\%SM_T * Y_{SM.T})^{NE} + (\%SM_T * Y_{SM.T})^{SE} + (\%SM_P * Y_{SM.P})^{NE} + (\%SM_P * Y_{SM.P})^{SE} + (\%SM_A * Y_{SM.A}) + Y_{Out.pc}$$

A tabela 6 apresenta os resultados para o modelo regional. Cabe lembrar aqui que o salário mínimo no mercado de trabalho refere-se apenas à faixa exata, sem *spillover*.

Considerando a incidência de pobreza (coluna (a)), vemos que tanto no mercado de trabalho quanto na previdência o efeito do SM é maior no NE que no SE. Enquanto a contribuição do SM no mercado de trabalho no NE era de 12,2%, no SE era de 6,3%; já na previdência os efeitos foram respectivamente 8,9% e 6,2%.

Quanto à intensidade da pobreza (FGT1), uma vez mais, o efeito do SM no NE supera o do SE: 19,6% *versus* 14,6%. Ainda que via piso previdenciário o impacto no SE tenha sido maior (8,2% frente a 6,4%, no NE), o NE ultrapassou o SE em 6,9 pontos percentuais (13,3% frente a 6,4%) na redução da intensidade da pobreza por meio do piso salarial.

**Tabela 6: Resultados do modelo regional: 2013-2002**

	2013-2002 (a)			2013-2002 (b)			2013-2002 (c)		
	FGT0	DP	% FGT0	FGT1	DP	% FGT1	FGT2	DP	% FGT2
<b>Indicador Ano 1</b>	11.46			4.23			2.31		
<b>Indicador Ano 2</b>	29.53			12.07			6.70		
<b>Mudança Total</b>	-18.07	0.00	100.0	-7.84	0.00	100.0	-4.39	0.00	100.0
SMtrabNE	-1.19	0.00	6.6	-0.58	-0.05	7.4	-0.28	-0.05	6.3
SMtrabSE	-0.61	-0.08	3.4	-0.27	-0.05	3.4	-0.14	-0.03	3.2
SMprevNE	-0.89	-0.11	4.9	-0.28	-0.09	3.6	-0.11	-0.07	2.6
SMprevSE	-0.63	-0.07	3.5	-0.34	-0.05	4.3	-0.29	-0.04	6.6
Y_BPC	-0.42	-0.06	2.3	-0.31	-0.03	3.9	-0.27	-0.02	6.1
Outros	-11.15	-0.07	61.7	-4.55	-0.03	58.0	-2.36	-0.02	53.7
%ocup_SM_NE	-1.02	0.00	5.6	-0.46	-0.05	5.8	-0.20	-0.05	4.5
%ocup_SM_SE	-0.53	-0.08	2.9	-0.23	-0.05	3.0	-0.12	-0.03	2.8
%prev_SM_NE	-0.73	-0.11	4.0	-0.22	-0.09	2.8	-0.08	-0.07	1.9
%prev_SM_SE	-0.50	-0.07	2.8	-0.31	-0.05	3.9	-0.28	-0.04	6.3
%BPC	-0.42	-0.06	2.3	-0.31	-0.03	3.9	-0.27	-0.02	6.0
<b>Observações:</b>	208356	<b>SM =</b>	<b>38.3</b>	208356	<b>SM =</b>	<b>42.0</b>	208356	<b>SM =</b>	<b>46.3</b>

Fonte: PNAD 2002, 2009 e 2013. Elaboração própria.

Em relação à severidade da pobreza (coluna (c)), nota-se que o SM no SE contribuiu mais que no NE (18,9% *versus* 15,3%) para a sua contração. É o efeito via previdência que explica o impacto maior do SM no SE (12,9% *versus* 4,5% no NE), já que no mercado de trabalho a prevalência do efeito do mínimo no NE não é suficiente para compensar o menor efeito via previdência.

Portanto, existem diferenças de importância do SM tanto no mercado de trabalho quanto na previdência entre as regiões NE e SE que mostram como a política de SM pode ter efeitos heterogêneos de acordo com a região do país. Nas regiões Norte e Nordeste (chamada aqui de NE), vê-se sua importância sobretudo no mercado de trabalho, enquanto nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste (SE) é na previdência social que aparece seu maior potencial contra a pobreza.



## 5. Considerações finais

Nestas considerações finais, não pretendemos resumir os vários resultados, mas chamar a atenção para alguns deles, que permitem um diálogo com a literatura.

Em primeiro lugar, este trabalho corrobora a hipótese de um impacto positivo, significativo e expressivo do salário mínimo sobre a redução da pobreza no Brasil, e o faz com base no experimento da última década em que a pobreza sofreu diminuição histórica, simultaneamente a substancial valorização do salário mínimo.

Ademais, os resultados da decomposição mostram que esse efeito se deu não apenas sobre a incidência da pobreza, como também sobre sua intensidade e severidade, e em ordem crescente de importância. Estimamos esses efeitos em dois cenários: considerando o valor exato do salário mínimo e supondo um efeito de transbordamento. No primeiro cenário, o salário mínimo explicou 40,2%, 44,9% e 51,1% da variação nas três medidas, respectivamente. No segundo cenário, o impacto foi ainda maior: o salário mínimo se revelou o fator isolado mais importante, respondendo por 75,3%, 86,5% e 99,8% da mudança nas medidas – lembrando que, nesse cenário, a renda do trabalho abaixo do salário mínimo aparece contribuindo para o *aumento* da intensidade e da severidade da pobreza. Esse resultado, em que a efetividade do salário mínimo cresce quanto mais “focalizada” a noção de pobreza empregada, revela faceta relativamente desconhecida do salário mínimo, vale dizer, sua relevância também na mitigação da condição de pobreza e da desigualdade entre os pobres.

Um terceiro resultado é a observação de que o canal mais efetivo foi, em geral, o mercado de trabalho, o que se coaduna com a sobre-representação de ocupados recebedores de salário mínimo (valor exato ou com *spillover*) nos domicílios pobres – a despeito de a previdência ter sido outra importante porta de saída da pobreza. Analogamente, na medida em que ocupados recebedores de salário mínimo estão sobre-representados nas regiões menos desenvolvidas, parece natural que os efeitos do salário mínimo sobre a diminuição da pobreza sejam mais fortes nelas do que nas demais.

Cabem ainda dois comentários. Não observamos sinais claros de “esgotamento dos efeitos” do salário mínimo, pois, em que pese a redução do impacto sobre a incidência da pobreza (de 46,5% para 38,1%, no cenário sem *spillover*), os efeitos sobre intensidade e severidade foram crescentes entre 2002 e 2013 (de 44,5% para 47,5% e de 45,6% para 60,5%, respectivamente). Finalmente, na medida em que “outros rendimentos” é uma variável que abriga rendimentos como programas sociais de alívio à pobreza (o Bolsa Família, por exemplo), que se esperaria contribuírem para a diminuição da pobreza e de fato tiveram impacto positivo, chamaram a atenção o efeito diminuto sobre a proporção de pobres (4,6%) e os efeitos mais importantes sobre hiato (15,3%) e severidade (28,1%). Ainda assim, também nessas duas medidas, o salário mínimo se revelou substancialmente mais efetivo no drástico declínio da pobreza observado no período.

## 6. Referências bibliográficas

AFONSO, L. E.; PEREDA, P. C.; GIAMBIAGI, F.; FRANCO, S. O salário mínimo como instrumento de combate à pobreza extrema: estariam esgotados seus efeitos? *Economia Aplicada*, v. 15, n. 4, 2011, pp. 559-593.

AZEVEDO, J. P.; INCHAUST, G.; OLIVIERI, S.; SAAVEDRA, J.; WINKLER, H. Is Labor Income Responsible for Poverty Reduction?, *Policy Research Working Paper*, 6414, *The World Bank*, 2013.

AZEVEDO, J. P.; NGUYEN, M. C.; SANFELICE, V. Shapley Decomposition by Components of a Welfare Aggregate, mimeo, 2012.

BARROS, P. B.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. A efetividade do salário mínimo como um instrumento para reduzir a pobreza no Brasil. *Boletim de conjuntura* n. 74. Rio de Janeiro: IPEA, 2006.

- 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.; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. *Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001 (Texto para Discussão 779).
- BELMAN, D.; WOLFSON, P. *What Does the Minimum Wage Do?*, Kalamazoo, Michigan: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 2014.
- BRITO, A. S. *O papel do salário mínimo na redução da desigualdade na distribuição de renda no Brasil entre 1995 e 2013*. Tese de doutorado, Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2015.
- BRITO, A. S.; FOGUEL, M.; KERSTENETZKY, C. L. *The contribution of minimum wage valorization policy to the decline in household income inequality in Brazil: a decomposition approach*. 44º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2016. Disponível em: [https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files\\_I/i12-e56ccb0b132d84d66d30c20e12d3f37f.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files_I/i12-e56ccb0b132d84d66d30c20e12d3f37f.pdf).
- CARD, D.; KRUEGER, A. B. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review* 84: 772-793, 1994.
- \_\_\_\_\_. *Myth and Measurement: the new economics of the minimum wage*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey, 1995.
- CORSEUIL, C. H.; NERI, M.; ULYSSEA, G. *Uma análise exploratória dos efeitos da política de formalização dos Microempreendedores Individuais*. Rio de Janeiro: IPEA, 2014 (Texto para Discussão 1939).
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. *IPEA: Texto para Discussão n. 897, julho de 2002*.
- \_\_\_\_\_. Expansão econômica e aumento da formalização das relações de trabalho: uma abordagem através das contratações. In: BARBOSA FILHO, F. H., ULYSSEA, G.; VELOSO, F. (orgs.), *Causas e consequências da informalidade no Brasil*, Elsevier/FGV IBRE, 2016.
- COSTA, J. S. M.; BARBOSA, A. L. N. H.; HIRATA, G. Efeitos da ampliação dos direitos trabalhistas sobre a formalização, jornada de trabalho e salários das empregadas domésticas. 43º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2015. Disponível em: [https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files\\_I/i13-3673094cd66ddd35f756a3027c0ef45d.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i13-3673094cd66ddd35f756a3027c0ef45d.pdf).
- 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*.
- 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.
- FOGUEL, M.; CORSEUIL, C. H.; BARROS, R. P.; LEITE, P. G. Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para Discussão 739), junho de 2000.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, May 1984.
- 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. 2002, 2009, 2013. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. Último acesso em: 08/07/2017.

\_\_\_\_\_. *Glossário da PNAD*. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/glossario\\_PNAD.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/glossario_PNAD.pdf)>. Último acesso em: 08/07/2017.

KAUFMAN, B. Institutional Economics and the Minimum Wage: broadening the theoretical and policy debate. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 63, n.3, p. 427-453, 2010.

KOMATSU, B. K. *Salário mínimo, desigualdade e informalidade*. Dissertação de mestrado, Universidade de São Paulo, 2013.

LUSTIG, N.; MCLEOD, D. Salario mínimo y pobreza: un análisis de corte transversal para países em desarrollo. *Coyuntura social*, 1995, pp.110-127.

LUSTIG, N.; LOPES-CALVA, L. F.; JUAREZ, E. Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil and Mexico. *World Development*, [s.l.], v. 44, p. 129-141, abr. 2013.

MACHADO, D.; BRITO, A. S.; KERSTENETZKY, C. *Salário mínimo e desigualdade do rendimento do trabalho no Brasil*. 44º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2016. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files/I/i13-68e2fac06861ed1eb4d8eef7226aa8cf.pdf>.

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.

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. Salário mínimo, “efeito farol” e pobreza. *Revista de Economia Política*, v. 21, n. 2 (82), abril-junho 2001.

PERO, V.; CRUZ, G. *A queda da pobreza no Brasil: mudanças no perfil e nos determinantes no início dos anos 2000*. 43º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2015.

RAMOS, L., REIS, J. G. A. Salário mínimo, distribuição de renda e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 1, p. 99-114, abr. 1995.

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.

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.

SHORROCKS, A. F. Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value, *Journal of Economic Inequality*, 11: 99-126, 2013.

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.

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. R.; BALTAR, P. The minimum wage and wage rates in Brazil. *Brazilian Economic Studies*, n.7, 1982-3.

## ANEXO

### LINHAS DE POBREZA ESTIMADAS PARA CADA REGIÃO

REGIÃO - Linha de Pobreza	Em valores correntes do ano (R\$)			Em SM do ano		
	2002	2009	2013	2002	2009	2013
Rio de Janeiro - Área Metropolitana	143,03	224,12	281,41	0,72	0,48	0,42
Rio de Janeiro - Área Urbana	121,36	190,16	238,77	0,61	0,41	0,35
Rio de Janeiro - Área Rural	109,22	171,14	214,89	0,55	0,37	0,32
São Paulo - Área Metropolitana	143,89	225,48	283,11	0,72	0,48	0,42
São Paulo - Área Urbana	127,42	199,67	250,71	0,64	0,43	0,37
São Paulo - Área Rural	104,02	163,00	204,66	0,52	0,35	0,30
Porto Alegre - Área Metropolitana	159,50	249,93	313,81	0,80	0,54	0,46
Curitiba - Área Metropolitana	131,76	206,46	259,24	0,66	0,44	0,38
Sul - Área Urbana	125,69	196,95	247,30	0,63	0,42	0,36
Sul - Área Rural	114,42	179,29	225,13	0,57	0,39	0,33
Fortaleza - Área Metropolitana	113,55	177,94	223,42	0,57	0,38	0,33
Recife - Área Metropolitana	149,09	233,63	293,35	0,75	0,50	0,43
Salvador - Área Metropolitana	140,43	220,04	276,29	0,70	0,47	0,41
Nordeste - Área Urbana	128,29	201,03	252,41	0,64	0,43	0,37
Nordeste - Área Rural	114,42	179,29	225,13	0,57	0,39	0,33
Belo Horizonte - Área Metropolitana	111,82	175,22	220,01	0,56	0,38	0,32
Leste - Área Urbana	100,55	157,56	197,84	0,50	0,34	0,29
Leste - Área Rural	85,82	134,47	168,84	0,43	0,29	0,25
Belém - Área Metropolitana	127,42	199,67	250,71	0,64	0,43	0,37
Norte - Área Urbana	131,76	206,46	259,24	0,66	0,44	0,38
Norte - Área Rural	115,29	180,65	226,83	0,58	0,39	0,33
Distrito Federal - Área Metropolitana	123,96	194,24	243,89	0,62	0,42	0,36
Centro-Oeste - Área Urbana	106,62	167,07	209,78	0,53	0,36	0,31
Centro-Oeste - Área Rural	93,62	146,70	184,19	0,47	0,32	0,27

Nota: As regiões denominadas urbanas excluem as áreas metropolitanas consideradas como regiões específicas. A região denominada Leste refere-se a Minas Gerais e Espírito Santo.

**Fonte:** IPEADATA.