



Center for Studies on Inequality and Development

**Texto para Discussão Nº 109 – Dezembro 2015**  
**Discussion Paper No. 109 – December 2015**

**Afinal, Qual A Contribuição Da Política De Valorização Do  
Salário Mínimo Para A Queda Da Desigualdade No Brasil?  
Uma Estimativa Para O Período 1995-2013**

*Alessandra Brito (IBGE)*

*Miguel Foguel (IPEA)*

*Celia Kerstenetzky (UFF)*

# **Afinal, Qual A Contribuição Da Política De Valorização Do Salário Mínimo Para A Queda Da Desigualdade No Brasil? Uma Estimativa Para O Período 1995-2013**

Alessandra Brito (IBGE)  
Miguel Foguel (IPEA)  
Celia Kerstenetzky (CEDE-UFF)

## **Abstract**

While a number of papers have already estimated the impact of the valorization of the minimum wage on the decline of wage inequality in Brazil, this paper is the first to estimate the overall effect of the minimum wage valorization policy on the evolution of the household income inequality over the last two decades in Brazil (1995-2013). This includes effects through the labor market, basic pensions and rights-based social assistance (Benefício da Prestação Continuada) channels. The overall impact amounted to 72% of the inequality decline in the period, and basic pensions were the most important channel.

**Keywords:** valorization of the minimum wage; minimum wage; inequality; Brazil

## **RESUMO**

Um conjunto de trabalhos estimou o impacto da valorização do salário mínimo sobre a queda da desigualdade salarial no Brasil. Este artigo é o primeiro a estimar o efeito global da política de valorização do salário mínimo sobre a evolução da desigualdade da renda domiciliar nas duas últimas décadas no Brasil (1995-2013), incluindo, portanto, além do mercado de trabalho, os canais da previdência e da assistência social constitucional (BPC). O impacto global estimado foi de 72% da redução da desigualdade no período, e a aposentadoria básica foi o canal mais importante.

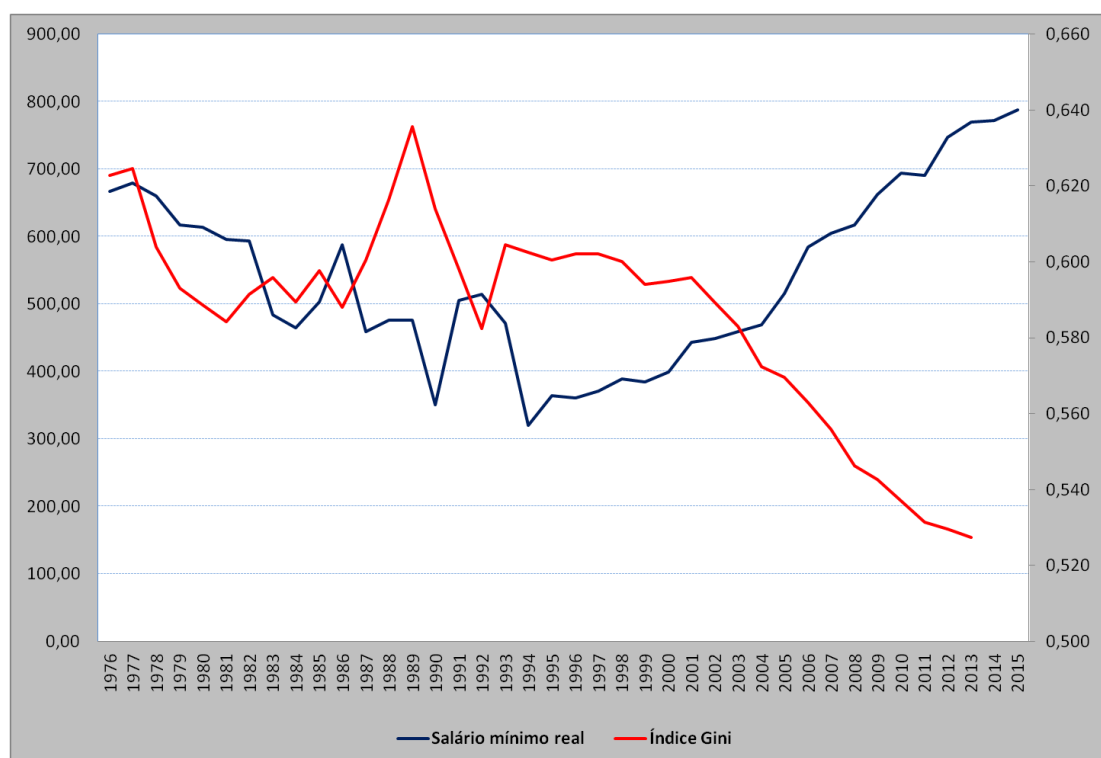
**Palavras-chave:** política de valorização do salário mínimo; desigualdade; salário mínimo.

## **INTRODUÇÃO**

Desde meados da década de 1990, a desigualdade na distribuição da renda domiciliar vem declinando no Brasil -- processo que se acentuou a partir de 2001. Entre 1995 e 2013, o índice de Gini apresentou uma redução de 12,2%. Vários foram os fatores intervenientes investigados pela literatura especializada, com destaque para a educação, o mercado de trabalho e as transferências governamentais (Barros et al. 2007b; Soares et al. 2007; Hoffmann e Ney 2008; Soares 2011; Lustig et al. 2014; Azevedo et al. 2013).

Devido à política de valorização do salário mínimo, que sofreu aumento real de 116,3% entre 1995 e 2015, e à crescente formalização das relações de trabalho, as atenções têm se voltado para o papel que o mercado de trabalho, e em particular, o salário mínimo, teria desempenhado na evolução recente da desigualdade de renda. Pelo canal do rendimento do trabalho, o efeito seria direto, à medida que mais trabalhadores se formalizando alcançariam ganhos compatíveis com o salário mínimo. O comportamento simétrico da evolução do salário mínimo e do índice de Gini da renda domiciliar, especialmente a partir do ano de 1995, sugere fortemente essa linha de investigação (Gráfico 1).

**Gráfico 1:** Séries de salário mínimo real\* e índice de Gini\*\* (1976 – 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, parece haver certo consenso na literatura nacional quanto à valorização do salário mínimo nas últimas décadas ter cumprido papel destacado na redução da dispersão salarial no Brasil, desse modo contribuindo para o declínio da desigualdade da renda familiar, uma vez que a remuneração do trabalho é o principal componente do rendimento das famílias. Contudo, de modo geral, os estudos não levam em conta o fato de o salário mínimo ser no

Brasil, por força de imperativo constitucional, o piso oficial da Seguridade Social (Previdência e Assistência), deixando de considerar esse possível canal distributivo – o artigo de Saboia (2007) é, neste sentido, uma solitária exceção. O efeito sobre as aposentadorias básicas parece relevante tendo em vista representarem a maior parte dos benefícios previdenciários no país<sup>1</sup>.

O objetivo deste artigo é estimar o efeito global do salário mínimo na queda da desigualdade de renda ocorrida nas últimas duas décadas no Brasil, separando os efeitos no mercado de trabalho daqueles que operam no nível da previdência e da assistência social constitucional. Utilizando uma técnica de simulação mais robusta do que a empregada em Saboia (2007) -- na medida em que consideraremos efeitos de mudanças seja na proporção de pessoas receptoras do salário mínimo (efeito quantidade) seja no próprio valor do mínimo (efeito preço) sobre a desigualdade de rendimentos -- nossos resultados confirmam no geral os efeitos fortemente desconcentradores encontrados naquela publicação. Segundo nossas estimativas, a política de valorização do salário mínimo resultou em uma redução de aproximadamente 72% da desigualdade na distribuição da renda domiciliar nas duas últimas décadas no Brasil (entre 1995 e 2013, mais precisamente), tendo o maior efeito isolado ocorrido via renda previdenciária.

Na seção 1, apresentamos de forma sucinta uma revisão da literatura internacional relevante, destacando a relação do mínimo com o nível de emprego e seus efeitos distributivos agregados, o que inclui evidência empírica para vários países que possuem salário mínimo estatutário. Na seção 2, resumizamos os resultados encontrados para o efeito do salário mínimo sobre a distribuição salarial no Brasil. Na seção 3, descrevemos a metodologia e a análise de dados, e a seção 4 conclui o artigo com as considerações finais.

## 1. EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE O NÍVEL DE EMPREGO E A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: A LITERATURA INTERNACIONAL

A teoria microeconômica padrão que tem o salário mínimo como objeto dá pouca atenção à distribuição diretamente, se dedicando a investigar seus efeitos sobre o nível de emprego. Seria a partir desses efeitos que se poderia inferir a influência do mínimo sobre a distribuição de renda.

Com base em supostos dessa teoria, aumentos do salário mínimo poderiam reduzir a desigualdade salarial ao aumentar a remuneração de alguns trabalhadores, sobretudo os menos

---

<sup>1</sup> Cerca de 62,4% e 56,1% dos beneficiários do INSS e do RGPS, respectivamente, recebem valores equivalentes a um salário mínimo (Anuário Estatístico da Previdência Social, 2013).

qualificados. Contudo, ao se impor um piso acima do salário de equilíbrio do mercado de trabalho, os empregadores ajustariam suas operações dispensando os trabalhadores menos produtivos e os substituindo por máquinas e trabalhadores mais produtivos, cujos salários não são afetados pelo piso (Cahuc e Zylberberg 2004). O efeito redistributivo inicial poderia ser revertido pela destruição de empregos.

Versões recentes da teoria neoclássica, afrouxando supostos da teoria padrão tais como o de que a firma seria tomadora de preços no mercado de trabalho, os trabalhadores seriam perfeitamente informados e seriam um insumo como outro qualquer, não havendo restrições ao empregador para contratar o número de empregados que desejasse, admitem que um salário mínimo acima do equilíbrio de mercado poderia ser praticado de modo compatível com aumentos no nível do emprego na presença de monopsonio (Card e Krueger 1995; Cahuc e Zylberberg, 2004; Piketty 2015). Por outro lado, na tradição keynesiana, sequer o nível de emprego seria determinado pelo equilíbrio entre oferta e demanda no mercado de trabalho, mas, mais propriamente, pelo nível de demanda agregada; o foco recairia sobre o ambiente macroeconômico e sua incidência sobre o agregado das decisões de consumo e investimento.

Trabalhos empíricos testando a hipótese do modelo padrão encontram efeitos variados: positivos, com aumentos do mínimo compatíveis com aumento do emprego (Card e Krueger 1995), não negativos (Dube et al. 2010 e Allegretto et al. 2011), negativos de pequena magnitude ou não estatisticamente significativos (Hirsch et al. 2011; Foguel et al. 2014; Lemos 2004; negativos (Neumark et al. 2013).

Paralelamente, uma vasta literatura empírica emergiu nas últimas décadas, motivada pelo aumento da desigualdade nos países avançados, tentando estimar os fatores intervenientes, entre eles o salário mínimo. Uma avaliação dos resultados indica que em boa parte dos casos nacionais investigados, o salário mínimo teve efeito desconcentrador – à sua desvalorização correspondeu uma elevação da desigualdade e à sua valorização, uma contração --, tendo sido, em alguns casos, o fator mais importante para explicar a dinâmica da desigualdade.

O debate concentrou-se nas experiências americana, britânica e francesa, países que possuem salário mínimo estatutário, e girou em torno de seus efeitos distributivos agregados, portanto incluindo impactos sobre o emprego.

Na literatura americana, observa-se certo consenso sobre a importância do mínimo na cauda inferior da distribuição salarial, mas divergência quanto ao seu peso na explicação do aumento da desigualdade salarial que ocorre a partir dos anos de 1970 nos Estados Unidos, quando o valor real do mínimo passa a cair (DiNardo, Fortin e Lemieux 1996; Card e Krueger 1995; Lee 1999; Autor, Katz e Kearney 2008; Slonimczyk e Skott 2012).

A literatura européia destaca os casos do Reino Unido e da França. Para a França, Fitoussi (1994) e Piketty (2014) reportam efeitos desconcentradores do mínimo. A evidência para o Reino Unido segue a mesma direção (Manning 2012; Butcher et al. 2012; Dolton et al. 2010): a avaliação é a de que a implantação de um piso salarial no Reino Unido teve um impacto distributivo sobre os salários.

O fato de haver poucos estudos para outros países desenvolvidos se explica pela forte presença na Europa de acordos coletivos e pelo protagonismo dos sindicatos na representação dos trabalhadores menos qualificados. Países como Alemanha e Suécia optaram por não ter um salário mínimo nacional e deixar aos sindicatos a tarefa de negociar com os empregadores os salários mínimos dentro de cada ramo de atividade (Piketty, 2014). A Alemanha recentemente estabeleceu um salário mínimo nacional, possivelmente como reconhecimento da crescente dualização de seu mercado de trabalho e da baixa proteção dos *outsiders*.

Quando nos voltamos para a América Latina, alguns poucos trabalhos investigam a relação entre o mínimo e a dinâmica da desigualdade salarial. Bosch e Manacorda (2010), por exemplo, analisam a relação entre o aumento da desigualdade de salários no México e a perda real de valor do salário mínimo entre 1989 e 2001, uma desvalorização de 50% em relação ao salário médio. No México, o mínimo não se restringe apenas ao mercado de trabalho, mas é usado como numerário, servindo de referência para programas sociais, aposentadorias (como no Brasil), bolsas de estudo e multas, o que torna seu papel distributivo ainda mais importante. A principal conclusão dos autores é que municípios que experimentaram um grande aumento da desigualdade de salários também testemunharam uma grande queda da efetividade do salário mínimo.

Entretanto, a conclusão de que a desvalorização do salário mínimo tenha concentrado a distribuição de salários no México não foi confirmada na pesquisa de Bell (1997). Mas a razão seria o valor irrisório do mínimo e, portanto, o fato de deixar de ser referência no mercado de trabalho mexicano. Conforme a autora, já na década de 1980, o salário mínimo mexicano era tão baixo que a deterioração do seu valor não poderia explicar a subsequente elevação da desigualdade de salários. Comparando o México com a Colômbia na década de 1980, a autora observa que, enquanto o salário mínimo caiu 45% em termos reais no México, ele aumentou à mesma taxa na Colômbia. Como resultado, na década de 1990, o salário mínimo equivalia a 13% do salário médio no México e a 53% do salário médio na Colômbia. Ou seja, no México, o mínimo deixara de cumprir o papel de referência para o mercado de trabalho. Nessa mesma linha, Campos et al. (2012) observam que o salário mínimo não era praticado no México nesse período e, ainda, que o salário mínimo 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.

Quanto à Colômbia, onde o salário mínimo era praticado no mercado de trabalho, Bell (1997) conclui que sua valorização entre 1984 e 1990 é fator explicativo da redução da desigualdade salarial então observada. Em consonância, Maloney e Mendez (2004) encontram efeitos desconcentradores importantes do mínimo, se transmitindo a várias faixas salariais entre os assalariados empregados, entre os anos de 1997 e 1999.

Já no Uruguai, Borraz e González (2009) documentam expressivo efeito do mínimo ao analisar a relação entre sua desvalorização e a elevação da desigualdade nas décadas de 1980 e 1990; enquanto na Argentina, Gasparini e Cruces (2010) encontram evidência de efeitos da valorização do salário mínimo na redução da desigualdade salarial na primeira década do século XXI.

## 2. A EVIDÊNCIA SOBRE O EFEITO DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE A DESIGUALDADE NO BRASIL

Um conjunto de trabalhos cobrindo as três décadas entre 1981 e 2011 vem documentando a relação negativa entre o salário mínimo e a desigualdade salarial no Brasil, boa parte deles com base nos dados das Pesquisas Nacionais por Amostragem Domiciliar do IBGE.

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 mínimo no período teria contribuído para o aumento da dispersão salarial. Assim, o efeito do salário mínimo explicaria entre 17% e 73% da variação do Gini<sup>2</sup> e entre 6,5% e 66% da variação do Theil entre trabalhadores do sexo masculino. Já entre as trabalhadoras, ele explicaria entre 40% e 123%<sup>3</sup> da variação do Gini e 25% e 107% da variação do Theil.

Firpo e Reis (2007), comparando medidas de desigualdade (Gini e Theil) observadas com medidas contrafactuais sem o salário mínimo, analisam período posterior, entre 2001 e 2005, em que se observa uma redução na dispersão de salários. Seu trabalho mostra que a contribuição do valor do salário mínimo 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

---

<sup>2</sup> 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.

<sup>3</sup> 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.

usa o índice de Theil L. Este último 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), dessa vez para investigar 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) corrobora os resultados encontrados por Menezes-Filho e Ribeiro (2009), utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e a metodologia proposta por DFL (1996). Nesse 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 observa o autor, a variação real do salário mínimo no período contribuiu 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 (salário mínimo por último), o efeito desconcentrador do mínimo permanece, ainda que com menor peso: o peso do salário mínimo na redução da razão 5-95 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.

Finalmente, o estudo de Saboia (2007) ultrapassa o âmbito do mercado de trabalho com simulações para o período 1995-2005 que levam em conta tanto a renda do trabalho quanto a 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 salário mínimo, 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 domiciliar *per capita*.

Em síntese, a literatura nacional é quase consensual na constatação do papel desconcentrador que o piso salarial legal teve nos últimos anos no Brasil. Assim como nos casos



nacionais americano e britânico, 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), Firpo e Reis (2007) e, parcialmente, Ferreira et al. (2014). O que alinha a experiência brasileira, por exemplo, com a francesa (Piketty, 2014) e a colombiana (Maloney e Mendez, 2004).

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

**Quadro 1:** Literatura empírica nacional

<b>Autores</b>	<b>Período</b>	<b>Análise</b>	<b>SM real</b>	<b>Efeito</b>	<b>Contribuição do SM</b>
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
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)

### 3. EFEITO GLOBAL DO SALÁRIO MÍNIMO

A contribuição deste artigo é incorporar à análise do mercado de trabalho os demais canais pelos quais a política de salário mínimo pode afetar a distribuição de rendimento domiciliar *per capita* (rdpc): previdência e assistência, estendendo o período analisado até o ano de 2013. O recebimento de abono salarial não é identificado na PNAD, nem tampouco o valor do seguro-desemprego para aqueles que respondem ter recebido tal benefício; portanto, esses potenciais canais não serão considerados. Para isso utilizamos a adaptação da metodologia de Barros et al. (2006b) proposta por Azevedo et al. (2012), na qual são realizadas diversas simulações de contrafactuais para os componentes que integram a equação de rendimento domiciliar *per capita*, com o intuito de mensurar o efeito 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 no domicílio para cada canal analisado.

A subseção seguinte apresenta a metodologia, enquanto a subseção posterior registra as estatísticas descritivas dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos analisados. A última subseção discute os resultados estimados para o período 1995-2013 e para os subperíodos 1995-1998, 1998-2002, 2002-2006, 2006-2011 e 2011-2013.

### 3.1 METODOLOGIA

A metodologia é a 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 componente<sup>4</sup>.

A base de dados utilizada é 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. 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 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 de conclusão deste artigo.

A unidade de análise é o rendimento domiciliar *per capita*, logo nossa amostra para cada ano é em média da ordem de 101.344 domicílios<sup>5</sup>. Foram considerados apenas os domicílios com informação de rendimento mensal domiciliar, ou seja, foram excluídos os domicílios em que o rendimento domiciliar era “Ignorado”. Isso ocorre quando no domicílio pelo menos uma fonte de renda de qualquer morador é não respondida ou não passa pela crítica

---

<sup>4</sup> Para isto, utilizaremos o comando “adecomp” do Stata, desenvolvido por Azevedo et al. (2012).

<sup>5</sup> Como nossa análise inclui anos antes de 2004, foram retiradas da amostra as áreas rurais da região Norte para permitir a comparação.

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 foi de 2,9%.

**Tabela 1:** 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 pesquisa<sup>6</sup>. 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).

#### 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 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:

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

<sup>6</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)

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 ocupados<sup>7</sup> que ganham o piso salarial<sup>8</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>9</sup> 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:

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

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

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

<sup>7</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>8</sup> 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.

<sup>9</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 recebimento de um salário mínimo exato, este seria de BPC.

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.

## MÉTODO

Seja  $\gamma$  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:

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

Esta contribuição seria, portanto, a diferença entre o  $\gamma$  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 2:**

$\gamma_0 = \varphi \left( F \left( Y_{pc} \left( n, \frac{n_{ocupSM}}{n}, \frac{n_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	Taxa de desigualdade inicial: $\gamma_0$
$\hat{\gamma}_1 = \varphi \left( F \left( Y_{pc} \left( n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{n_{prevSM}}{n}, \frac{n_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	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:  $(\gamma_7 - \gamma_6)$
$\gamma_F = \varphi \left( F \left( Y_{pc} \left( n, \frac{\widehat{n}_{ocupSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{prevSM}}{n}, \frac{\widehat{n}_{BPC}}{n}, Y_{SM.T}, Y_{SM.P}, Y_{SM.A}, Y_{Out.pc} \right) \right) \right)$	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.

### 3.2 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 2, 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 2:** 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
<b>Domicílios totais (%)</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
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
<b>Pessoas totais (%)</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
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
<b>Razão:</b>						
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 2, 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 dentre 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)<sup>10</sup>, em dezembro de 1996 foram concedidos 346 mil benefícios, número que aumentou para 848 mil em 1998, 1,6 milhão em 2002, 2,5 milhões em 2006, 3,6 milhões em 2011, atingindo cerca de 4 milhões em 2013<sup>11</sup>.

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<sup>12</sup>. A tabela 3 apresenta o número de pessoas que recebiam o BPC em cada ano analisado conforme as estimativas da PNAD e os registros administrativos. A PNAD recorrentemente subestima esse total, com captação que varia entre 13% em 1998 e 62% em 2006 do montante de beneficiários apurado em registros administrativos.

**Tabela 3:** Pessoas beneficiárias do BPC na PNAD e nos registros administrativos

<b>Pessoas beneficiárias do BPC-Loas</b>	<b>1995*</b>	<b>1998</b>	<b>2002</b>	<b>2006</b>	<b>2011</b>	<b>2013</b>
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.

<sup>10</sup> Disponível em: [http://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/1\\_tab\\_evolucao\\_concessao.htm](http://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/1_tab_evolucao_concessao.htm) e [http://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/download\\_beneficiarios\\_bpc.htm](http://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/download_beneficiarios_bpc.htm).

<sup>11</sup> 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.

<sup>12</sup> 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.

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.

**Tabela 4:** 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.

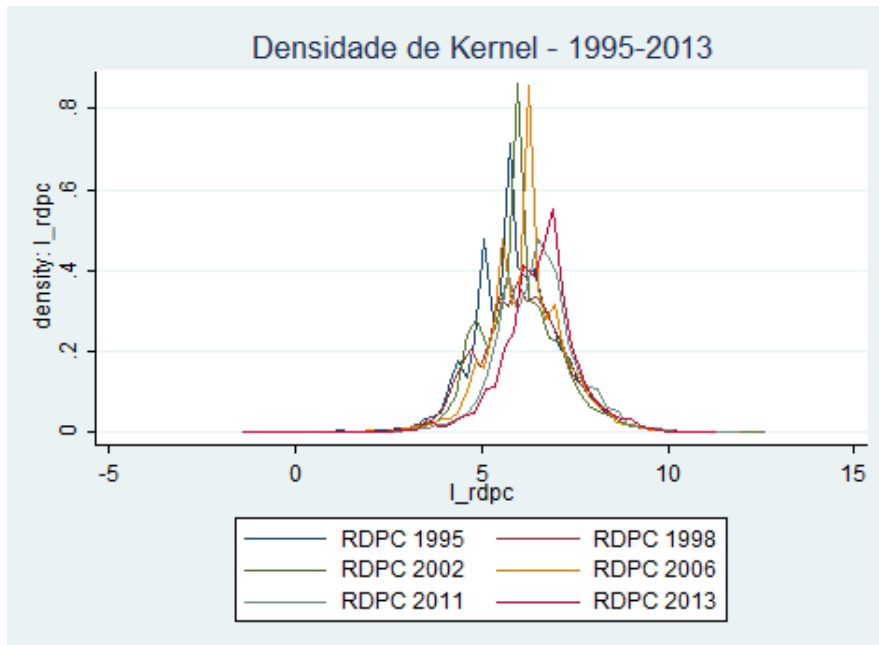
Enquanto em 1995, os domicílios tinham rendimento domiciliar *per capita* em média de R\$817, o que equivalia a 2,6 vezes o salário mínimo real da época, em 2013 esse valor era de R\$1.130, ou 1,7 salários mínimos<sup>13</sup>. Portanto, com a valorização do salário mínimo, entre 1995 e 2013 o salário mínimo se aproxima do rendimento domiciliar médio. Na verdade, essa aproximação ocorreu entre 1995 e 2006, estando constante esta relação desde então.

O gráfico 2 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

<sup>13</sup> As diferenças quando se exclui os domicílios com rendimento zero não são muito significativas.

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.

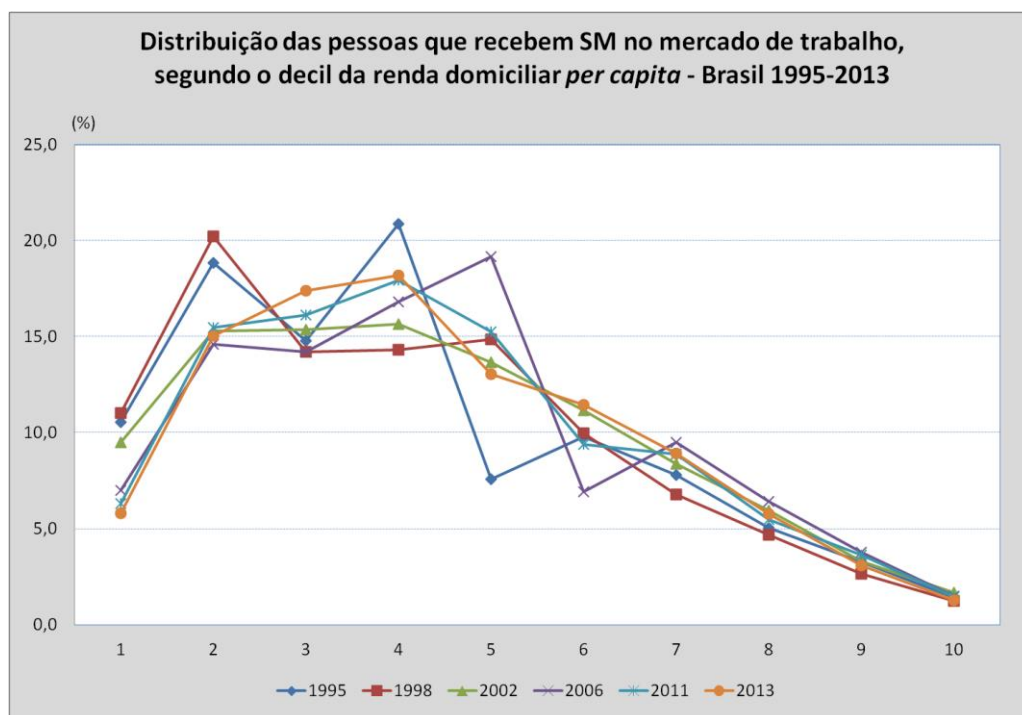
### Gráfico 2:



**Fonte:** PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

A partir dos próximos gráficos, vamos ilustrar em que posição da distribuição de rendimento domiciliar *per capita* (eixo x) se localizam os recebedores de SM em cada canal, o que pode contribuir para o entendimento dos resultados que vamos apresentar na seção seguinte. O gráfico 3 exibe a distribuição dos ocupados que ganham SM segundo os decis de rdpc para os anos da série.

### Gráfico 3:

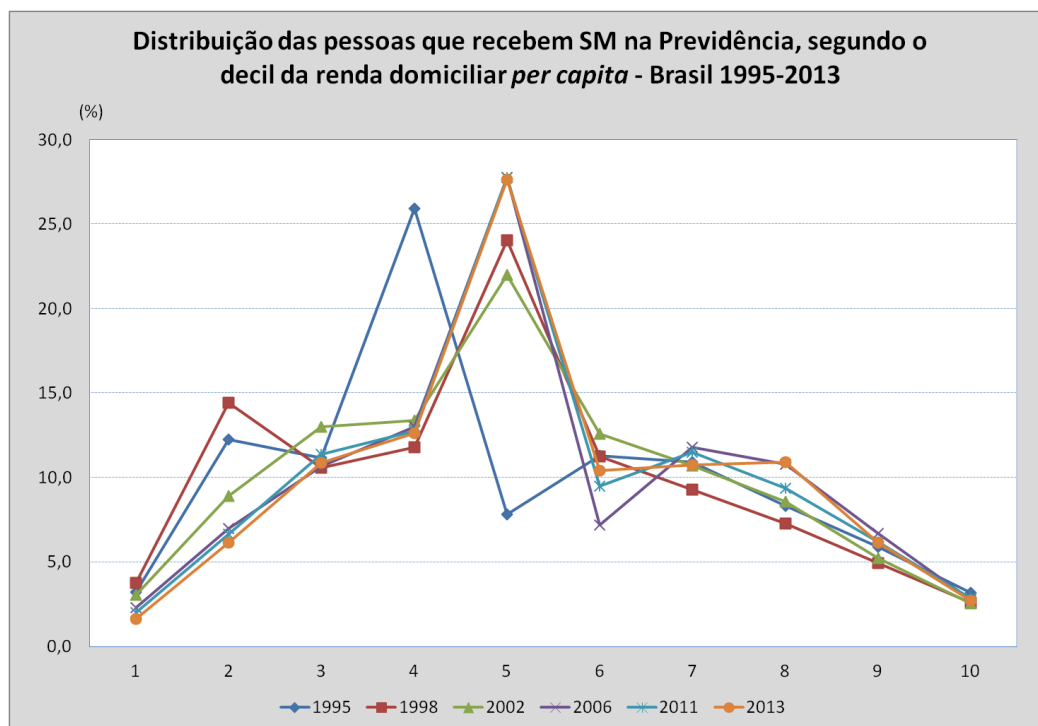


**Fonte:** PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

Nele, podemos observar que, independentemente 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, sobretudo nos anos 1995 e 1998. O maior pico para 1995 ocorre em torno do 4º decil. Com a valorização do SM, era 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 4 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.

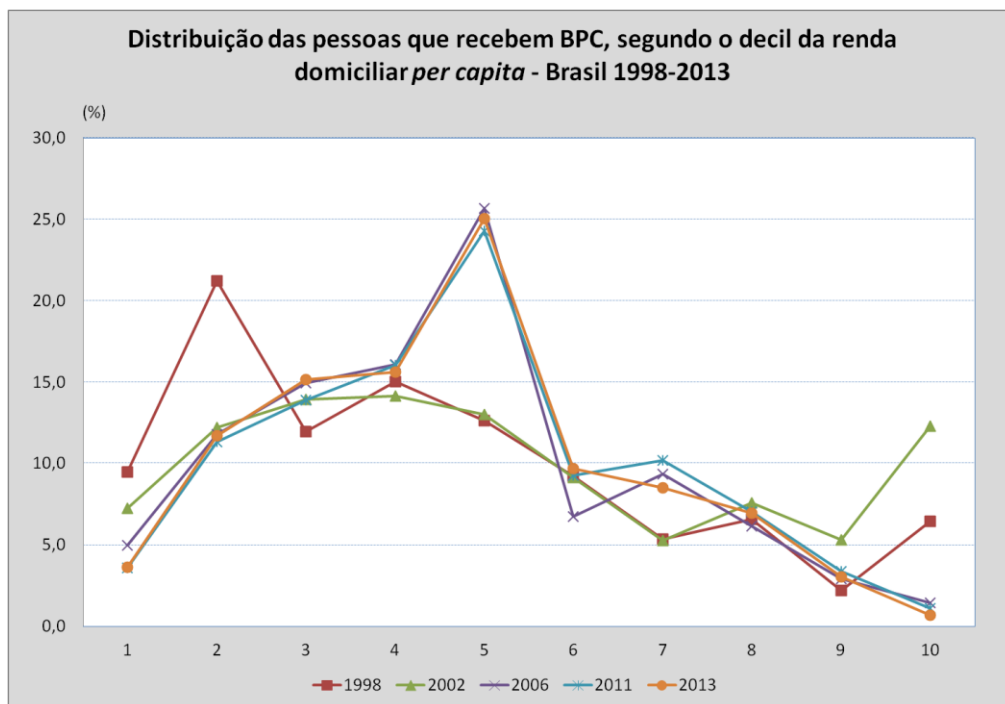
**Gráfico 4:**



**Fonte:** PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

O gráfico 5, 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 1990, 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. Os picos observados no último decil em 1998 e 2002 muito provavelmente se devem a problemas na metodologia de captação.

**Gráfico 5:**



**Fonte:** PNAD 1998-2013. 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 Gini<sup>14</sup>.

#### 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 anos. As variações apresentadas na tabela 5 foram calculadas com base nas PNADs. Os rendimentos estão deflacionados pelo deflator proposto por Foguel e Corseuil (2002).

#### **Tabela 5:**

<sup>14</sup> 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.

Período	Variação Gini do <i>rdpc</i>		
	Variação real SM (%)	(%)	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 correspondeu 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 6 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 zero<sup>15</sup>. Através da metodologia de Shapley, fizemos simulações de contrafactuais variando cada fator em todas as ordens possíveis e calculamos uma média dos efeitos encontrados em cada simulação, uma vez que a ordem em que são usadas as covariadas afeta o resultado estimado.

**Tabela 6:** 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
<b>Indicador Ano 1</b>	0,6084			0,6060			0,5939		
<b>Indicador Ano 2</b>	0,6060			0,5939			0,5629		

<sup>15</sup> O exercício considerando apenas domicílios com rendimento positivo encontra-se no tabela 1A do Anexo.

<b>Mudança Total</b>	-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
<b>Observações:</b>	172017		192477			217742			
	<b>2006-2011 (d)</b>			<b>2011-2013 (e)</b>			<b>1995-2013 (f)</b>		
	<b>Gini</b>	<b>DP</b>	<b>% Gini</b>	<b>Gini</b>	<b>DP</b>	<b>% Gini</b>	<b>Gini</b>	<b>DP</b>	<b>% Gini</b>
<b>Indicador Ano 1</b>	0,5629		0,5337			0,6084			
<b>Indicador Ano 2</b>	0,5337		0,5272			0,5272			
<b>Mudança Total</b>	-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
<b>Observações:</b>	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 foi de 0,08 ponto de Gini. 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% na 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. Devemos notar ainda que nesse período a contribuição do mínimo para a queda do Gini se limitou à previdência e à assistência, o canal mercado de trabalho tendo contribuído para um aumento da desigualdade. Porém, como a variação do índice de Gini foi muito pequena entre 1995 e 1998, os efeitos de cada componente ficaram um pouco exagerados.

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%.

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*. 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 numerário do salário mínimo, nem tampouco efeitos de benefícios como o seguro desemprego e o abono salarial, indexados no mínimo -- o que poderia tornar ainda maior o peso do salário mínimo na redução da desigualdade de rendimento domiciliar.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo buscamos estimar os efeitos 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), adaptada por Azevedo et al. (2012).

Considerando o período como um todo, constatamos 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. No mercado de trabalho, o salário mínimo afeta diretamente um contingente entre 10% e 15% dos trabalhadores 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 afeta diretamente os rendimentos de 4 milhões de pessoas, contribuindo em média com 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 especializada, ainda que muitos trabalhos investiguem a relação empírica entre o salário mínimo e a desigualdade salarial, ainda são poucos os que se debruçam sobre o efeito sobre a desigualdade de renda domiciliar. Na literatura nacional, apenas Saboia (2007) estimou o efeito do salário mínimo sobre a queda da desigualdade da renda domiciliar *per capita*, entre 1995 e 2005, 64% -- sendo que o papel do SM no mercado de trabalho teria sido maior que o exercido por meio da Previdência e do BPC. Nosso resultado abrange um período mais longo (1995-2013) e aparentemente diverge no peso de cada canal. Contudo, ainda que no período como um todo a previdência tenha exercido influencia maior que o mercado de trabalho, esta não foi uniforme entre os subperíodos. Ao compararmos os subperíodos 2002-2006 e 2006-2011, a previdência teve papel destacado no período mais recente, enquanto no subperíodo anterior foi maior o efeito via mercado de trabalho.

## 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
<b>Indicador Ano 1</b>	0,6026			0,5999			0,5885		
<b>Indicador Ano 2</b>	0,5999			0,5885			0,5588		
<b>Mudança Total</b>	-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
<b>Observações:</b>	169376			189630			215240		
	2006-2011			2011-2013			1995-2013		
	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini	Gini	DP	% Gini
<b>Indicador Ano 1</b>	0,5588			0,5263			0,6026		
<b>Indicador Ano 2</b>	0,5263			0,5183			0,5183		
<b>Mudança Total</b>	-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
<b>Observações:</b>	214758			207874			188102		

Fonte: PNAD 1995-2013. Elaboração própria.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

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.*

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.; 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.

BELL, L. A. The impact of minimum wages in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics, v. 15, n. s3, p. s102-s135, July 1997.*

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.*

BRASIL. 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](http://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/download_beneficiarios_bpc.htm)>. Último acesso em: 28/07/2015.

BRASIL. Ministério da Previdência Social. *Anuário Estatístico da Previdência Social, 2013.* Disponível em: <<http://www.previdencia.gov.br/wp-content/uploads/2015/03/AEPS-2013-v.-26.02.pdf>>. Último acesso em: 29/11/2015.

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

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.*

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.*

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.

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.

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.

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

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.

\_\_\_\_\_. *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: 28/07/2015.

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.

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.

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.

LEMOS, S. Minimum Wage Policy and Employment Effects: Evidence from Brazil. *Economía*, v. 5, n. 1, p. 219-266, Fall 2004.

LUSTIG, N.; LOPEZ-CALVA, L. F.; ORTIZ-JUAREZ, E. Deconstructing the decline in inequality in Latin America. *Tulane University*, October 2014. *Mimeo*.

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.

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.

MINCER, J., Unemployment effects of minimum wage, *Journal of Political Economy*. V. 84 n. 4., S87-S104, 1976.

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.

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.

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

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

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.

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.

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.