

O SALÁRIO MÍNIMO COMO INSTRUMENTO DE COMBATE À POBREZA EXTREMA: ESTARIAM ESGOTADOS SEUS EFEITOS?

LUÍS EDUARDO AFONSO *
PAULA CARVALHO PEREDA †
FABIO GIAMBIAGI ‡
SAMUEL FRANCO §

Resumo

Este artigo analisa a evolução do salário mínimo no Brasil após o Plano Real e os seus efeitos na pobreza extrema. Entre 1994 e 2008, o salário mínimo acumulou um aumento real de quase 110%, crescendo em relação à renda média no país. Atualmente, o salário mínimo chega a 40% da renda média brasileira. Este artigo atenta para a redução da efetividade de aumentos reais do salário mínimo como instrumento para a redução da pobreza extrema. Sugere-se que o valor real do salário mínimo seja mantido e que os gastos públicos sejam focalizados em políticas sociais mais efetivas.

Palavras-chave: Salário Mínimo, Pobreza, Pobreza Extrema

Abstract

This paper analyses the evolution of the minimum wage in Brazil after the Real Plan and its effects on the extreme poverty. Between 1994 and 2008, the minimum wage had an accumulated real increase of almost 110%, growing in relation to average income in the country. Currently, the minimum wage is about 40% of national average income. The article points to the reduction of the effectiveness of real increases of minimum wage as a means to reduce the extreme poverty. It is suggested to maintain the real value of the minimum wage and to concentrate the public expenditures in better focused social policies.

Keywords: Minimum Wage, Poverty, Extreme Poverty

JEL classification: E24, I32, I38

* (FEA-USP) - lafonso@usp.br

† (FEA-USP) - pereda@usp.br

‡ (BNDES) - fgiambia@bndes.gov.br

§ (Consultor do IPEA) - samolivafranco@gmail.com

1 Introdução

Em 2007 o Governo propôs uma regra de reajuste para o salário mínimo (SM) válida para o quadriênio 2008/2011. De acordo com essa regra, o aumento real anual do SM tem sido igual ao crescimento defasado do PIB. Após esse período, a nova política de reajustes está em aberto.¹ Tal política pública poderá ter impactos importantes, tanto no mercado de trabalho, quanto no tocante aos gastos públicos. Dada a relevância do tema, este texto procura fazer uma reflexão acerca dos efeitos dos aumentos do SM sobre a redução da pobreza extrema.

Em que pesem melhorias recentes nos indicadores sociais, dois pontos ainda são preocupantes, para os formuladores de políticas públicas. O primeiro é a má distribuição de renda. O Brasil tem ocupado uma das últimas posições nesse quesito. O segundo ponto são as taxas de pobreza e indigência. Parte importante da população das grandes metrópoles e de alguns bolsões da área rural, particularmente na região nordeste, vive em inquietante miséria. Compreensivelmente, o binômio pobreza-desigualdade tem sido objeto de atenção da sociedade. É natural que as políticas públicas procurem priorizar o combate a essas mazelas. Em função dessa justa motivação, para a opinião pública o ataque à desigualdade e à redução da pobreza tem sido associado a demandas em favor de aumentos reais do SM. Tais aumentos são vistos, tanto pelo cidadão comum como pelo Parlamento (e muitas vezes pelo Executivo), como a forma por excelência de atuação do Estado na superação daqueles dois problemas. Este artigo procura demonstrar que essa suposição, em boa parte, não é adequada. Procura-se argumentar que há certa falta de sintonia entre o que a sabedoria convencional julga que sejam os efeitos dessa política e os resultados efetivos da mesma.

O artigo está dividido em oito seções, incluindo esta breve introdução. Inicialmente faz-se uma sucinta revisão da literatura que trata do tema. A seguir, são expostos os objetivos que os governos idealmente procuram alcançar quando aumentam a variável em questão. Depois, são apresentados dados referentes ao SM após o Plano Real. A quinta e a sexta seções mostram algumas evidências, a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE, no período 1996-2007, que indicam que a eficácia do SM como instrumento para atingir tais objetivos foi se diluindo com o passar dos anos, na medida em que a variável teve incrementos reais sucessivos. Destacam-se aqui os valores desagregados por região do país. Com base nos dados apresentados, a sétima seção formula algumas ideias que deveriam nortear políticas sociais alternativas àquelas seguidas até agora, enfatizando a questão da previdência social. Por último, apresentam-se os comentários finais.

2 Uma breve revisão da literatura

Nos últimos anos tem havido uma tênue, porém perceptível queda na desigualdade no Brasil (Ferreira et al. 2006). Esse fato tem sido objeto de alguns

¹O Projeto de Lei enviado ao Congresso define a regra para 2008/2011 e estabelece no artigo 4º que “até 31 de dezembro de 2011, o Poder Executivo da União encaminhará ao Congresso Nacional Projeto de Lei dispondo sobre a política de valorização do salário mínimo para o período compreendido entre 2012 e 2023, inclusive”.

estudos. Barros et al. (2006) quantificam a importância dos fatores demográficos, de alterações no mercado de trabalho e dos programas de transferência social. Firpo & Reis (2006) focam sua preocupação no papel do SM na desigualdade de renda no Brasil, no período 1992-2004. Seu principal achado é que durante o período de inflação mais elevada o SM teve importante papel na redução da desigualdade. A partir da queda dos níveis de inflação, após 1994, essa influência se reduziu. Essa conclusão é corroborada por trabalho posterior (Firpo & Reis 2007), em que o mesmo tema é revisitado, desta vez, com dados referentes ao período 2001-2005. Parcela importante dessa linha de trabalhos tem sua atenção voltada para a contribuição efetiva de programas oficiais focalizados, como o Programa Bolsa Família (PBF), para essa queda da desigualdade. Um exemplo é Soares (2006b). Uma abordagem semelhante é feita por Barros (2007). Empregando uma metodologia de simulações contrafactuais, com base em dados da PNAD 2005, o autor avalia que o PBF é bem mais efetivo que o SM no combate à pobreza e na redução da desigualdade².

Uma segunda linha de trabalhos trata da possível relação entre a evolução do salário mínimo e os níveis de pobreza no país. Barros et al. (2000), com uma análise de equilíbrio geral, encontraram relação positiva entre aumentos no SM e redução na pobreza, quando são levados em conta os efeitos sobre os benefícios previdenciários. Um ponto importante é verificar qual a fração das despesas advindas de uma elevação do SM é efetivamente destinada às famílias extremamente pobres. Barros & Carvalho (2005), empregando dados da PNAD 2003, mostraram a reduzida eficácia do SM como instrumento para o ataque à pobreza extrema. A partir do conceito de insuficiência de renda (representado pela diferença entre a renda que define a linha de pobreza extrema e a renda das famílias extremamente pobres) os autores mostraram que, dada uma despesa adicional de R\$ 3,1 bilhões, associada a um aumento de 10% do piso previdenciário, apenas cerca de R\$ 0,1 bilhão era destinado efetivamente às famílias extremamente pobres.

Mais recentemente, o tema voltou a ser abordado por Saboia (2007a), que chega a uma conclusão similar, reconhecendo a pouca eficácia do SM como política adequada para a redução da pobreza absoluta³. Nas palavras do autor "... é preciso reconhecer, por fim, que o fato de, diretamente, o SM atingir pouco as famílias mais pobres significa que sua capacidade para a redução da pobreza absoluta é limitada...". Na mesma linha, Neri et al. (2006) concluem que "talvez estejamos próximos do valor máximo do mínimo em termos de impactos favoráveis na pobreza sob a ótica trabalhista. Neste sentido, o salário mínimo não deveria figurar no elenco de políticas promotoras do crescimento". Note-se, no entanto, que nos dois trabalhos citados neste parágrafo o foco dos autores está na simulação de eventuais impactos de mudanças no SM sobre indicadores de desigualdade e não sobre a redução da extrema pobreza⁴ como é o caso deste artigo.

Com base nos trabalhos listados, parece ser razoável afirmar que há espaço para reflexões adicionais sobre a relação entre salário mínimo e redução da pobreza extrema. Com ênfase complementar à literatura listada, na seção seguinte os dados são apresentados desagregados por região, fato importante

²Essa conclusão confirma os resultados obtidos por Barros et al. (2006).

³Os argumentos do autor são também apresentados em (Saboia 2006) e (Saboia 2007b).

⁴Uma parte dos resultados de Neri et al. (2006) é feita com base em dados da PME, o que restringe sua análise à meia dúzia de metrópoles em que esta pesquisa é realizada.

em um país como o Brasil em que as desigualdades regionais são expressivas. Faz-se também um esforço adicional de análise e quantificação dos efeitos de aumentos do SM sobre a previdência social, ponto este que não é destacado em nenhuma das contribuições acima referenciadas na revisão da literatura nacional. E também na seção final, com base nos resultados apresentados, são feitas algumas recomendações de políticas públicas. Essa pretende ser a contribuição deste artigo.

3 Objetivos da política de aumentos reais do salário mínimo

É possível afirmar que a política de aumentos do valor real do SM tem dois objetivos fundamentais. O primeiro seria atacar o problema representado pela pobreza extrema. O aumento da variável serviria para promover uma alta das remunerações inferiores, aproximando-as do que corresponderia ao valor de subsistência de uma família. Para que esse raciocínio seja válido (e essa política pública eficaz), é necessário que o valor do SM seja inferior àquele que corresponderia a uma linha de “pobreza extrema” para uma família. Desta maneira, aumentos do SM aproximariam seu valor daquele considerado minimamente desejável.

O segundo objetivo seria a diminuição do grau de desigualdade na distribuição de renda. Portanto, os aumentos do SM inserem-se no conjunto de políticas de cunho redistributivo, pautadas pela busca de maior equidade. Dentre tais políticas pode-se destacar a política fiscal. Na parte tributária, pode haver tributos com alíquotas progressivas (como por exemplo, o imposto de renda pessoa física). Do lado dos dispêndios, podem ser empregadas as transferências diretas de renda às famílias mais pobres, cujo programa mais emblemático no Brasil é o Bolsa Família. É consensual admitir que a redução da desigualdade é um valor absoluto muito importante no Brasil. Com base nesse entendimento, aqueles que propugnam em favor de aumentos do valor real do SM veem nessa política uma forma de elevar a base das remunerações, diminuindo a relação entre os ganhos das camadas mais ricas e mais pobres na população brasileira.

A importância fiscal da variável resulta do artigo 201 da Constituição de 1988, que estabelece que “nenhum benefício que substitua o salário de contribuição ou o rendimento do trabalho do segurado terá valor mensal inferior ao salário mínimo”. Este é complementado pelo artigo 203 que estabelece “a garantia de um salário mínimo de benefício mensal à pessoa portadora de deficiência e ao idoso que comprovem não possuir meios de prover a própria manutenção ou de tê-la provida por sua família”. Ambos os artigos citados deixaram de ser mecanismos de proteção do poder aquisitivo dos benefícios inferiores e se tornaram na prática um instrumento de efetiva elevação do valor real do piso. É necessário ressaltar que desde o início da vigência do SM em 1940, este esteve associado à expressão do direito a uma renda mínima, que permitiria satisfazer as necessidades básicas do trabalhador e de sua família. Em 1988, tal concepção foi cristalizada no artigo 7 da Constituição, que no capítulo dos direitos sociais do trabalhador estabelece o “salário mínimo, fixado em lei, nacionalmente unificado, capaz de atender a suas necessidades vitais básicas e às de sua família [...] com reajustes periódicos que lhe preservem o poder aquisitivo”. Embora na Constituição conste apenas a expressão “preservar o poder aquisitivo”, parece ser razoável inferir que a elevação real

do SM ao longo do tempo pode ter sido pautada pelo reconhecimento de que o valor inicialmente estabelecido para a variável não atendia aos requisitos do artigo 7. Com base nesse diagnóstico, as políticas públicas deveriam ter como objetivo aproximar a variável de um valor que efetivamente atendesse àquele conjunto de necessidades.

Há três canais de propagação da política de aumentos no SM. O primeiro é de natureza compulsória, uma vez que no mercado formal o empregador é obrigado a seguir parâmetros determinados legalmente. O segundo é o caráter de indexador da variável. O SM funciona como piso para outras fontes de rendimentos, que não aquelas recebidas no mercado de trabalho. Esse é o caso do seguro-desemprego e do piso previdenciário e assistencial. O terceiro canal refere-se ao “efeito farol”, termo criado por Souza & Baltar (1982), apud Neri et al. (2001). Este efeito consiste no poder de balizamento que o SM legalmente determinado tem sobre o mercado informal, que a priori estaria fora de sua abrangência⁵. Embora, pela própria definição de informalidade, nada impeça que o mínimo imposto pela legislação seja ignorado, considerações de caráter ético ou de conveniência prática podem levar os empregadores a seguir os parâmetros da legislação, ainda que informalmente.

4 O salário mínimo depois do Plano Real

Desde a deflagração do Plano Real, o SM tem sofrido aumentos reais sucessivos praticamente todos os anos. Tendo como base a situação em dezembro de 1994 e adotando o IPCA como deflator, os aumentos reais foram da ordem de 29,5% no primeiro governo Cardoso (1995/1998), 10,0% no segundo (1999/2002) e de 46,6% nos 6 primeiros anos completos (2003/2008) do governo Lula, totalizando um crescimento acumulado de 108,3% em 14 anos. Estes dados podem ser vistos na Tabela 1.

Essa substantiva elevação contrasta com a trajetória do rendimento médio real do trabalho das pessoas com idade igual ou superior a 10 anos, conforme pode ser visto na Tabela 2⁶. Há um claro descompasso entre o rendimento médio do mercado de trabalho, formado pela interação entre oferta e demanda de trabalho, e o valor do SM, determinado pelo governo.

Tamanha elevação do SM em um contexto de reduzido dinamismo econômico foi uma das causas da elevação dos dispêndios previdenciários. Os gastos do INSS com benefícios em 1995, primeiro ano completo pós-estabilização, eram de 4,6% do PIB e devem ultrapassar 7,3% em 2009 do PIB. O efeito-preço do SM foi intensificado pela expansão na quantidade de benefícios assistenciais, cujo piso, por força da lei, é 1 SM. As despesas com benefícios tipo LOAS/RMV, inexistentes na conta do Tesouro em 1994 e que em 1998 eram de apenas 0,1% do PIB, chegaram a 0,2% do PIB em 2002 e em 2009 serão de aproximadamente 0,6% do PIB. Paralelamente, as despesas do FAT ligadas ao abono salarial e ao seguro-desemprego passaram de 0,5% do PIB em 1995, para cerca de 0,8% do PIB em 2009.⁷

⁵Para uma análise anterior sobre a eficácia do salário mínimo, ver Velloso (1990)

⁶Na Tabela 1, adota-se o IPCA como deflator, por ser a medida oficial de inflação. Já na Tabela 2 os valores são calculados pelo IBGE, empregando o INPC. A diferença acumulada entre o IPCA e o INPC é ínfima: entre junho de 1994 e dezembro de 2008 o primeiro teve um aumento acumulado de cerca de 237% e o segundo de 246%. Em termos reais, isso implica uma diferença de 3%, irrelevante face às dimensões da variação do salário mínimo no período.

⁷No caso do gasto de LOAS/RMV, parte do crescimento se deve ao fato de que benefícios de

Tabela 1: Salário mínimo (Valores em dezembro)

Ano	Valor (R\$ correntes)	Variação SM (%)	IPCA (%)	Variação real SM (%)	Índice real (dez./94 = 100)
1994	70				100,0
1995	100	42,86	22,4	16,7	116,7
1996	112	12,00	9,6	2,2	119,3
1997	120	7,14	5,2	1,8	121,5
1998	130	8,33	1,7	6,6	129,5
1999	136	4,62	8,9	-4,0	124,3
2000	151	11,03	6,0	4,8	130,2
2001	180	19,21	7,7	10,7	144,2
2002	200	11,11	12,5	-1,3	142,4
2003	240	20,00	9,3	9,8	156,3
2004	260	8,33	7,6	0,7	157,4
2005	300	15,38	5,7	9,2	171,8
2006	350	16,67	3,1	13,1	194,4
2007	380	8,57	4,5	3,9	202,0
2008	415	9,21	5,9	3,1	208,3

Fonte: Cálculos dos autores com base em dados do IBGE

Tabela 2: Salário mínimo
(Valores em dezembro)

Ano	Índice real
1995	100,0
1996	101,7
1997	100,8
1998	101,1
1999	94,7
2001	93,0
2002	90,1
2003	82,6
2004	82,7
2005	87,1
2006	92,5
2007	94,9
2008	98,1

Fonte: Pesquisa Mensal de
Emprego (PME) (2007)

No caso do INSS, a elevação das despesas como proporção do PIB pode ser explicada por três fatores. Em primeiro lugar, as reduzidas taxas de crescimento do PIB, que se refletiram na trajetória da renda média, apresentada na Tabela 2. Esse fator afeta o denominador da relação Gasto/PIB. Em segundo lugar, a legislação permitiu um crescimento expressivo do número de benefícios. Essa prodigalidade pode ser constatada no grande número de aposentadorias precoces (particularmente por tempo de contribuição), em regras pouco rígidas para a concessão de auxílio-doença e nos bônus aos professores e professoras no cômputo do fator previdenciário. E, em terceiro, o crescimento real do SM, que afeta 2 de cada 3 benefícios. Nos 14 anos de 1994 a 2008 o PIB real cresceu a uma taxa anual média de 3,1%. No mesmo período, segundo dados do Anuário Estatístico da Previdência Social o número de benefícios estritamente previdenciários em manutenção (sem contar os acidentários e assistenciais) aumentou a uma média anual de 3,3%, ou seja, 58% em termos acumulados. Já o gasto real do INSS (empregando o deflator implícito do PIB), nesses mesmos 14 anos expandiu-se a uma média anual de 5,7%, o que representou um acumulado de 117% no período. Este valor é bastante superior ao incremento físico de benefícios, devendo-se essa diferença ao aumento do valor médio dos benefícios, resultante da elevação real do SM e, por conseguinte, do piso previdenciário.

5 Houve redução na eficácia da política de aumentos do salário mínimo como mecanismo de combate à pobreza extrema?

Conforme mencionado anteriormente, é fundamental verificar a fração das despesas advindas de uma elevação do SM que é destinada efetivamente às famílias extremamente pobres. Dois casos polares ajudam a compreender melhor esse ponto. No primeiro caso, seja um arranjo familiar composto por apenas uma única pessoa, recebedora de um LOAS no valor de R\$ 465. Suponha-se que a linha de pobreza extrema seja de R\$ 130 per capita. Se houver um aumento no valor do SM, este incremento de renda não reduz a pobreza extrema. A insuficiência de renda das famílias extremamente pobres não se altera, visto que antes do aumento essa pessoa já se encontrava acima da linha da pobreza extrema. No segundo caso, um beneficiário do LOAS tem três dependentes menores de idade. A renda per capita dessa família é de R\$ 116,25. Se o SM aumentar para, por exemplo, R\$ 520, todo o adicional per capita de renda de R\$ 13,75 destina-se a diminuir a cobrir a insuficiência de renda dessa família. Portanto, o incremento no SM atende ao objetivo proposto. De forma genérica, pode-se postular que a eficácia da política de aumento do piso previdenciário e assistencial para diminuir a insuficiência de renda será uma função direta:⁸

- da proporção de famílias extremamente pobres em que algum dos membros recebe uma remuneração nas proximidades de um SM;
- da proporção de famílias extremamente pobres que tem um idoso entre seus membros.

RMV cessados por falecimento foram sendo substituídos por concessões do tipo LOAS. A distorção se deve ao fato de que as RMV não eram computadas nas contas do Tesouro Nacional (sem INSS) até 2003, quando passaram a ser especificadas como uma das rubricas do gasto desagregado do Tesouro. De qualquer forma, entre 1994 e 2008, o total de benefícios assistenciais (RMV mais LOAS) passou de 1,4 milhão para 3,3 milhões.

⁸Sobre estas questões, ver os artigos clássicos de Ramos & Reis (1993) e Ramos & Reis (1995).

Com base na argumentação até aqui desenvolvida, apresentam-se a seguir as Tabelas 3 a 10. Os dados fornecem o embasamento para que se possa inferir que a política de aumentos do SM como mecanismo de combate à pobreza extrema vem perdendo eficácia ao longo do tempo, de forma quase que proporcional ao aumento de seu valor real. Em 2007 quase 32% das pessoas com rendimento positivo ganhava no máximo 1 SM. Note-se que esta parcela variou ao longo do tempo, oscilando entre 23,4% (1996) e 35,7% (2006). Há ainda diferenças regionais, sendo essa parcela mais expressiva nas regiões norte e nordeste, justamente as mais pobres do país. Essa informação é desagregada nas Tabelas 3 e 4. Na primeira estão representados os indivíduos com rendimento inferior a 1 SM e na segunda, os que apresentam um rendimento exatamente igual a 1 SM. Em ambas as tabelas os dados referem-se à renda do trabalho principal das pessoas com rendimento positivo e idade igual ou superior a 10 anos. As proporções são referentes ao total de trabalhadores.

Tabela 3: Percentual de trabalhadores com renda inferior a 1 SM

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	14,8	13,3	34,0	10,5	7,1	9,5
1996	15,0	14,2	34,9	9,9	7,1	10,3
1997	15,3	15,4	35,1	10,2	7,4	9,5
1998	16,4	18,8	36,5	10,4	7,9	11,2
1999	17,5	19,2	38,2	12,8	8,7	11,7
2001	19,3	19,1	40,0	14,0	11,1	13,2
2002	19,3	20,2	40,2	13,9	11,1	12,6
2003	21,7	24,0	43,3	14,8	13,4	14,4
2004	21,8	23,0	43,4	15,3	13,8	14,3
2005	20,9	21,0	42,3	13,9	13,1	13,5
2006	22,4	24,6	43,6	16,1	14,4	15,4
2007	20,8	23,0	41,5	15,0	12,9	14,3

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Tabela 4: Percentual de trabalhadores com renda igual a 1 SM

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	12,2	14,2	15,9	14,8	10,4	9,8
1996	8,4	10,9	10,7	11,6	7,1	6,5
1997	10,3	13,9	14,6	12,3	8,0	8,1
1998	8,8	12,0	12,1	11,3	6,9	6,8
1999	6,9	8,3	9,3	8,9	5,6	5,5
2001	9,0	11,5	13,0	10,7	7,2	6,2
2002	12,5	18,3	17,7	14,3	9,9	9,1
2003	10,8	14,8	16,3	12,1	8,5	7,1
2004	10,3	13,4	15,8	10,3	8,1	7,0
2005	14,6	19,1	20,2	16,2	12,4	10,2
2006	13,3	16,8	18,6	14,6	11,4	8,8
2007	11,0	14,4	17,4	12,3	8,6	6,5

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Nossos resultados trazem informações complementares àquelas apresentadas nos trabalhos de Neri et al. (2001) e Firpo & Reis (2006). No primeiro ar-

tigo os autores concentram sua atenção nas diferenças entre as categorias ocupacionais. Já no segundo artigo, os resultados são apresentados de forma agregada, para todos os trabalhadores. Além disso, a ênfase do trabalho de Firpo e Reis está na relação entre salário mínimo e desigualdade. Nossa análise apresenta o diferencial de apresentar os dados desagregados regionalmente, abrindo campo às comparações entre as regiões do Brasil, fato importante em um país em que as desigualdades regionais são expressivas. Adicionalmente, cabe mencionar que a contribuição de Neri et al. (2001) enfatiza principalmente os aspectos referentes ao “efeito-farol”. Como esses autores utilizaram a PNAD 1996, obviamente seu trabalho não capta os importantes efeitos dos aumentos reais do SM ocorridos de 1994 a 2007. Como nosso trabalho emprega dados das PNADs do período 1995-2007, a contribuição aqui apresentada permite que nossos resultados tenham um caráter temporal mais recente e abrangente.

Uma primeira conclusão emerge das tabelas. Parece haver sensível heterogeneidade da eficácia do SM como instrumento de combate à pobreza extrema nas diversas regiões do país. Se um percentual muito elevado de indivíduos recebe menos de um SM, é perceptível que a eficácia prática da definição de um maior valor legal para o SM pode não ser expressiva. Note-se que na região nordeste (em que há forte concentração de indivíduos extremamente pobres) 42% dos trabalhadores recebiam em 2007 valores inferiores a um SM, não sendo, a priori, afetados pelo incremento deste. Entretanto, cabe a ressalva de que pode haver trabalhadores cujos rendimentos apesar de inferiores ao salário mínimo, tenham algum tipo de atrelamento ao seu valor. Desta forma, pode-se esperar algum tipo de efeito farol, ainda que em magnitude inferior à da taxa de crescimento do SM⁹.

A segunda conclusão é o aumento na proporção de indivíduos com renda inferior a um SM. Este fato pode ser compreendido pela observação das Tabelas 2 (que apresenta a virtual estagnação do rendimento médio) e 3. Um caso paradigmático é o de um trabalhador, que ganha inicialmente um SM e que não tenha recebido os aumentos integrais do mínimo ao longo do tempo. Como se pode notar pela observação conjunta das Tabelas 3 e 4, em 1995, 27% dos trabalhadores tinham rendimento igual ou inferior a um SM. Em 2007, esse valor havia subido para 32%.

Há também evidências de um “efeito arredondamento”. Nos anos em que o SM assume um valor arredondado, a proporção de indivíduos que ganha exatamente um SM aumenta. Isso pode ser constatado para os anos de 1995, quando o SM passou a ser de R\$ 100, 2002 (R\$ 200) e 2005 (R\$ 300). O percentual de pessoas que ganhava exatamente um SM revelou-se maior nesses anos, devido aos indivíduos que ganham valores independentes do SM, mas que, circunstancialmente, passam a ter um rendimento idêntico ao deste.

A Tabela 5 mostra uma informação complementar: a proporção de pessoas que recebe múltiplos exatos do SM. Embora a indexação a múltiplos de SM seja proibida, nada impede que informalmente essa vinculação seja feita. Por exemplo, uma empregada doméstica pode receber de sua patroa um salário acertado em termos nominais, mas que corresponde a dois SM. A Tabela 5 mostra com maior intensidade (uma vez que abarca quem recebe diferentes múltiplos do SM) o mesmo fenômeno explicado acima, associado ao efeito do arredondamento do SM nos anos de 1995, 2002 e 2005.

⁹Os autores agradecem a um parecerista anônimo pela sugestão sobre esta característica.

Tabela 5: Percentual de trabalhadores com renda igual a 2 ou mais múltiplos exatos de salário mínimo

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	16,2	16,7	10,7	18,2	18,3	17,7
1996	3,5	4,3	2,1	6,8	3,5	3,7
1997	5,9	6,4	4,5	8,4	6,2	6,4
1998	4,0	4,1	2,9	6,1	4,0	4,6
1999	1,5	1,5	1,0	2,8	1,4	1,7
2001	2,7	3,3	2,0	3,9	2,8	2,8
2002	12,5	11,2	7,4	13,3	14,8	13,9
2003	2,2	2,7	1,6	3,2	2,3	2,3
2004	1,7	1,8	1,3	2,5	1,7	1,8
2005	9,5	8,9	5,1	10,8	11,3	10,7
2006	4,9	4,7	2,9	5,6	5,6	5,8
2007	0,9	1,0	0,7	1,4	0,8	0,9

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

A Tabela 6 complementa as informações das Tabela 3 e Tabela 4. Agora os dados são apresentados para as famílias (e não para os indivíduos, como feito anteriormente), por regiões e por categoria de renda. Cerca de 24% das famílias do Brasil apresentam rendimento mensal familiar per capita igual ou inferior à metade de 1 SM. No caso das regiões norte e nordeste, os percentuais são ainda mais elevados, alcançando, respectivamente, 35% e 43%. Nesses casos, a eficácia da política de aumentos do SM é maior em situações em que essas famílias pobres possuem pelo menos um indivíduo com rendimento em torno de um SM e que possa ser afetado por uma elevação da variável. Se nenhum componente dessas famílias extremamente pobres tiver uma remuneração de 1 SM, é de se esperar que o aumento produza poucos resultados para essas famílias. No entanto, dado que o SM tem um efeito balizador sobre outras remunerações, ainda assim pode haver algum efeito positivo.

Tabela 6: Proporção de famílias por classe de rendimento mensal familiar per capita Y , por região (%)

Faixa de rendimento	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
$Y \leq 0,25$ SM	7,9	11,6	18,5	4,3	3,4	3,2
$0,25$ SM < $Y \leq 0,5$ SM	15,6	23,4	24,6	15,2	11,0	10,3
$0,5$ SM < $Y \leq 1$ SM	27,0	29,0	28,4	29,3	25,9	26,0
Demais	49,5	36,0	28,5	51,2	59,7	60,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: PNAD 2007. Síntese de indicadores.

Os dados apresentados logo acima podem ser desagregados. A Tabela 7 apresenta, para os domicílios cuja renda familiar per capita seja igual ou inferior a 1 SM, os dados referentes ao número de pessoas que recebem algum rendimento. Conforme pode ser notado, a distribuição das regiões centro-oeste, sudeste e sul é bastante similar, com forte concentração de uma ou duas pessoas com rendimento no domicílio. Para as demais regiões (norte e nordeste) há uma proporção ligeiramente maior de domicílios onde há três ou mais pessoas com rendimentos.

Tabela 7: Distribuição de famílias residentes em domicílios particulares com renda familiar per capita até 1SM, por grandes regiões, segundo a distribuição do rendimento intrafamiliar (%)

Número de pessoas que recebem algum rendimento na família	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Zero	2	2	1	2	3	2
Uma	39	38	33	44	43	43
Duas	41	39	45	39	38	41
Três	12	14	13	11	11	11
Quatro	4	5	5	3	3	2
Cinco ou mais	2	2	2	1	1	1

PNAD 2007. Síntese dos indicadores.

A Tabela 8 apresenta a proporção dos domicílios em que o total dos rendimentos é inferior ao mínimo de subsistência. Com base nos dados, dois pontos devem ser ressaltados. O primeiro são as claras diferenças regionais, que não haviam sido destacadas pelos demais autores antes citados que abordaram o tema. O segundo ponto é a relativa estabilidade da proporção até o ano 2001. No ano seguinte, devido ao aumento da inflação, que atingiu o patamar dos dois dígitos, e a variação real negativa no valor do SM (ver Tabela 1), a proporção cresce em todas as regiões do país, com maior destaque para o norte e o nordeste. Em 2003 há uma reversão à média do período anterior a 2002. A partir de 2005 parece haver uma mudança na estabilidade apontada anteriormente, com queda na proporção de domicílios abaixo do mínimo de subsistência. Ressalte-se que mesmo em um ano de forte aumento real do SM, como 2001, não se notou uma queda pronunciada da variável em questão. Este fato parece ser uma evidência contrária à existência de efeitos mais intensos do SM sobre a pobreza extrema.

Mesmo em termos regionais, em 2003 a proporção de domicílios com rendimentos inferiores ao mínimo de subsistência era praticamente a mesma que no início do período. A exceção é a região sul, onde ocorrera uma queda importante, de 2 pontos percentuais. Ou seja, apesar do aumento real acumulado de 34% entre 1995 e 2003 (Tabela 1), neste período praticamente não houve mudanças na proporção de domicílios em situação de extrema pobreza, o que é mais uma evidência de que o SM pode não ser o melhor instrumento para atacar o problema da pobreza extrema. A redução do percentual de domicílios muito pobres depois de 2003, captada pela Tabela 8, parece se dever, em boa parte, à incidência do Programa Bolsa Família, de caráter mais focalizado que os aumentos reais do SM.

Deve ser ressaltado que a escolha da linha de pobreza ou da renda mínima de subsistência não é única. Diferentes metodologias de cálculo podem levar a linhas distintas e, portanto, a uma classificação de um contingente diferente de indivíduos como pobres ou como parte da pobreza extrema. Esta discussão é feita por alguns autores. Podem ser citados os trabalhos de Groedhart et al. (1977), que discute o próprio conceito da linha de pobreza e as maneiras de mensurar esta variável e Hagenaars & Van Praag (1985), que apresenta, por exemplo, uma definição particular de linha de pobreza. Mais recentemente, Ravallion et al. (2008) apresentam um resumo deste ponto da literatura, ao fazer a comparação dos indicadores de uma extensa série de países.

Tabela 8: Percentual dos domicílios com soma dos rendimentos inferiores ao mínimo de subsistência (%)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	12,8	17,4	28,1	8,0	6,0	8,5
1996	13,3	18,2	30,1	8,6	5,9	8,3
1997	13,5	19,1	30,1	7,2	6,2	8,3
1998	12,4	19,1	27,2	6,5	5,9	8,0
1999	13,0	19,0	28,1	7,8	6,2	8,4
2001	13,0	16,5	27,8	7,4	7,0	7,3
2002	16,4	24,6	34,7	9,6	8,8	9,2
2003	12,9	17,9	27,9	7,8	7,0	6,5
2004	11,0	13,6	25,0	5,2	5,6	5,5
2005	9,6	12,0	22,0	5,1	4,5	5,1
2006	7,9	10,1	18,4	4,1	3,6	4,0
2007	7,8	10,1	17,6	3,8	3,9	3,6

Fontes PNAD-IBGE. Tabulações dos autores. Linhas de pobreza com base no apêndice de Barros et al. (2004)

* As linhas de pobreza são calculadas com base em metade do salário mínimo vigente a cada ano. A linha de pobreza é calculada com base em um quarto do salário mínimo.

A Tabela 9 expõe o aumento relativo da importância do SM ao longo do tempo. Como a variável aumentou em termos reais, ao mesmo tempo em que a renda média da população declinou, a relação entre o SM e as demais rendas da economia sofreu claro incremento. Por exemplo, em 1995 o SM representava 23% da renda média nacional e em 2007 chegara a 40% da renda média do país. Em 2007, o SM era 112% superior à renda média dos 20% mais pobres e 20% superior à renda média (RM) dos 50% mais pobres do país, além de atingir 65% da RM dos 90% mais pobres.

De forma análoga ao que foi feito anteriormente, a Tabela 10 apresenta as informações da Tabela 9, mas com a desagregação pelas regiões do país. Para o ano de 2007, observa-se que o SM correspondia a 64% da renda média da região nordeste e era 77% superior à renda média dos 50% mais pobres da região. Deve ainda ser ressaltado que no nordeste, o SM era 5% maior que a renda média dos 90% mais pobres.

Analisando os dados por região, há evidências de que houve uma perda de relevância do SM como determinante da situação dos indivíduos mais pobres. Os aumentos reais do SM fizeram com que este se deslocasse de posição na escala de distribuição de renda do trabalho principal. Para o Brasil como um todo, em 1996 o SM se situava no 21º percentil da distribuição individual de renda; em 2007 o SM se deslocara para o percentil de número 27. Como se pode notar na Tabela 11, esta distorção é ainda mais acentuada no nordeste, região em que o SM encontrava-se em 2007 no 51º percentil da distribuição. Esta é uma evidência de que o termo “mínimo” parece não ser tão adequado ao SM.

Tabela 9: PSalário mínimo/Outros indicadores de renda e desigualdade

Ano	SM/RM	SM/RM 20%+pobres	SM/RM 50%+pobres	SM/RM 90%+pobres
1995	0,23	1,37	0,88	0,40
1996	0,22	1,33	0,86	0,39
1997	0,23	1,37	0,88	0,40
1998	0,24	1,38	0,90	0,42
1999	0,26	1,41	0,92	0,43
2001	0,30	1,68	1,04	0,51
2002	0,31	1,85	1,09	0,53
2003	0,35	2,25	1,18	0,59
2004	0,36	2,19	1,17	0,59
2005	0,37	2,14	1,19	0,62
2006	0,40	2,38	1,24	0,65
2007	0,40	2,12	1,20	0,65

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Tabela 10: Salário mínimo/Outros indicadores de renda e desigualdade (2007)

Região	SM/RM	SM/RM 20%+pobres	SM/RM 50%+pobres	SM/RM 90%+pobres
Brasil	0,40	2,12	1,20	0,65
Norte	0,51	2,64	1,35	0,79
Nordeste	0,64	4,52	1,77	1,05
Centro-Oeste	0,34	1,58	1,08	0,58
Sudeste	0,35	1,41	0,97	0,54
Sul	0,36	1,45	0,97	0,54

PNAD (2007). Tabulações dos autores.

Tabela 11: Localização do SM na distribuição de renda (em décimos da distribuição), em ordem ascendente de rendimento do trabalho principal dos empregados com rendimento

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	21	21	42	18	13	15
1996	20	20	41	16	11	14
1997	21	23	43	17	12	14
1998	21	25	43	17	12	15
1999	21	24	43	18	12	15
2001	24	25	47	20	15	17
2002	26	30	50	22	17	18
2003	28	32	52	21	18	18
2004	27	30	52	21	18	18
2005	29	31	53	23	20	19
2006	30	34	53	24	21	20
2007	27	31	51	22	18	18

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

6 Um olhar adicional sobre a pobreza e a pobreza extrema no Brasil

Na seção anterior foram apresentados dados referentes à eficiência do salário mínimo como mecanismo de combate à pobreza no país. Um olhar adicional, mais detalhado, sobre a questão a pobreza (e a pobreza extrema) no país pode ser feito por meio do conjunto de índices FGT, que foram propostos no artigo clássico de Foster et al. (1984). Usando a notação de Hoffman (1998), estes índices podem ser escritos pela 1.

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^p (z - x_i)^\alpha, \quad (1)$$

Quando $\alpha = 0$, o índice é igual à proporção de pobres (ou de indivíduos extremamente pobres, conforme sua construção). As Tabelas 12 e 13 a seguir apresentam estes indicadores. Conforme pode ser notado, a proporção de pobres na população apresenta grande estabilidade até 2002. Em 2003 nota-se um ligeiro aumento neste indicador para todas as regiões, com exceção da região da sudeste. A partir de 2004, há uma mudança notável. Ocorre uma expressiva redução na pobreza, na maior parte dos casos superior a 10 pontos percentuais, em todas as regiões do país. O mesmo padrão pode ser verificado para a pobreza extrema (Tabela 8). Neste caso destaca-se a região nordeste, onde a redução foi superior a 13 pontos percentuais. Também deve ser ressaltado, que, embora uma clara diminuição nos índices de pobreza e pobreza extrema tenha sido verificada, as desigualdades regionais continuam evidentes. Este fato pode ser constatado por meio da comparação das regiões sul, sudeste e centro-oeste com a região nordeste.

Tabela 12: Porcentagem de pessoas pobres

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	38,6	49,1	65,7	23,9	30,2	30,2
1996	38,2	50,6	65,8	23,0	29,3	30,7
1997	38,7	51,4	66,2	23,7	30,4	28,2
1998	37,4	50,8	64,0	23,1	28,4	27,2
1999	39,0	52,7	65,0	24,8	30,4	29,6
2001	38,7	50,2	64,2	25,6	27,7	28,7
2002	38,3	51,5	63,7	25,5	26,2	27,8
2003	39,4	53,7	64,7	26,8	26,1	29,3
2004	37,0	48,4	62,6	24,9	23,3	24,9
2005	34,2	45,4	58,9	22,0	22,3	23,2
2006	29,7	41,1	52,9	18,1	18,8	18,4
2007	28,1	39,4	50,5	17,1	16,3	17,1

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Quando $\alpha = 1$, o índice é igual ao *hiato de pobreza*. Este é uma medida de intensidade da pobreza, dada pela ponderação da proporção de pobres pela insuficiência de renda. Os dados relativos à pobreza e à pobreza extrema são mostrados nas Tabelas 14 e 15, respectivamente. Pode-se verificar que o padrão de redução verificado para este indicador é bastante similar àquele verificado para a proporção de pobres.

Tabela 13: Porcentagem de pessoas extremamente pobres

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	17,3	22,1	35,7	7,9	11,1	9,8
1996	17,7	23,1	37,7	7,5	10,8	10,2
1997	17,8	23,7	38,0	7,8	10,6	9,0
1998	16,8	24,1	34,9	7,5	10,7	8,1
1999	17,4	23,8	35,6	8,1	11,2	9,5
2001	17,4	21,5	35,3	9,0	9,8	9,4
2002	16,5	22,0	33,6	8,3	8,6	8,8
2003	17,5	23,1	35,4	9,0	8,8	10,0
2004	15,1	18,0	32,0	7,3	7,5	6,7
2005	13,3	16,0	28,3	6,1	6,8	6,4
2006	10,8	13,2	23,7	4,7	5,4	4,8
2007	10,3	13,0	22,2	4,6	4,6	4,3

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Tabela 14: Hiato de pobreza (%)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	17,8	22,4	33,9	9,4	12,4	12,2
1996	18,1	23,5	35,2	9,4	12,1	12,6
1997	18,1	24,3	35,1	9,3	12,4	11,1
1998	17,3	24,3	32,9	9,2	11,9	10,4
1999	18,0	24,2	33,5	9,7	12,9	11,6
2001	18,0	23,0	33,3	10,5	11,4	11,5
2002	17,2	23,3	32,2	9,9	10,2	10,9
2003	18,2	24,2	33,6	10,8	10,3	11,7
2004	16,2	20,4	30,9	9,4	9,1	9,0
2005	14,7	18,5	28,3	8,1	8,4	8,7
2006	12,4	15,8	24,7	6,5	6,8	6,6
2007	11,9	16,1	23,5	6,2	6,2	6,2

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Tabela 15: Hiato de extrema pobreza (%)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	7,1	8,4	15,0	3,3	4,3	4,2
1996	7,7	9,4	16,7	3,3	4,5	4,7
1997	7,5	9,4	16,3	3,4	4,1	3,9
1998	7,0	9,7	14,4	3,2	4,3	3,5
1999	7,2	9,5	14,7	3,3	4,7	3,8
2001	7,4	8,6	15,0	4,0	4,0	4,2
2002	6,6	8,3	13,6	3,3	3,1	3,9
2003	7,3	8,8	14,9	3,8	3,4	4,1
2004	6,1	6,6	12,9	3,0	2,9	2,8
2005	5,3	5,5	11,3	2,5	2,6	2,9
2006	4,4	4,4	9,5	2,1	2,1	2,1
2007	4,5	5,4	9,5	2,2	2,0	2,2

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Finalmente, quando $\alpha = 2$ é válida, o índice pode ser interpretado como a *severidade da pobreza* (ou da *pobreza extrema*). Os dados são apresentados nas Tabelas 16 e 17, respectivamente. Novamente nota-se relativa estabilidade no indicador até 2002, aumento em 2003 e posterior redução expressiva a partir de 2004. Também se repete o claro contraste entre as regiões sul, sudeste e centro-oeste frente à região nordeste.

Tabela 16: Severidade da pobreza (%)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	10,9	13,4	21,6	5,4	7,1	7,0
1996	11,4	14,4	23,1	5,4	7,1	7,4
1997	11,2	14,7	22,9	5,4	7,0	6,4
1998	10,6	15,0	20,9	5,3	7,0	5,9
1999	10,9	14,7	21,3	5,5	7,6	6,5
2001	11,1	13,7	21,4	6,2	6,6	6,7
2002	10,3	13,7	20,2	5,6	5,6	6,3
2003	11,1	14,3	21,5	6,2	5,8	6,8
2004	9,6	11,5	19,2	5,2	5,0	4,9
2005	8,5	10,1	17,3	4,4	4,6	4,9
2006	7,2	8,5	14,9	3,6	3,7	3,6
2007	7,1	9,2	14,4	3,5	3,4	3,6

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

Tabela 17: Severidade da pobreza extrema (%)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	4,3	4,8	8,7	2,2	2,6	2,7
1996	4,9	5,7	10,2	2,3	2,7	3,4
1997	4,6	5,4	9,7	2,3	2,6	2,7
1998	4,2	5,8	8,1	2,2	2,7	2,4
1999	4,3	5,7	8,3	2,2	2,9	2,5
2001	4,7	5,0	8,9	2,8	2,5	2,9
2002	3,9	4,6	7,8	2,2	1,8	2,7
2003	4,4	5,0	8,7	2,5	2,1	2,8
2004	3,6	3,7	7,4	2,0	1,7	1,9
2005	3,1	2,9	6,5	1,6	1,6	2,0
2006	2,6	2,4	5,4	1,4	1,3	1,4
2007	3,0	3,6	5,9	1,6	1,4	1,8

Fonte: PNADs 1995-2007. Tabulações dos autores.

7 Evidências empíricas dos efeitos da política de aumentos do salário mínimo como mecanismo de combate à pobreza

Os dados apresentados nas seções anteriores forneceram algumas evidências sobre a evolução do SM e da pobreza (e pobreza extrema) utilizando microdados das PNADs. No período analisado o SM teve expressivo aumento real, de forma quase monotônica (a exceção são os anos 1999 e 2002). Já a proporção de pessoas em condição de extrema pobreza mostra, em termos gerais estabilidade até 2003, reduzindo-se a partir deste ano. Até esta etapa do estudo não

se pode rejeitar a possibilidade de variações no SM terem impactos nos níveis de pobreza. Por este motivo procura-se nesta seção analisar se a efetividade da política de aumentos reais do SM aumentou ou reduziu ao longo dos anos.

Para tanto, pretende-se verificar se o SM teve papel na redução da pobreza e da pobreza extrema no país. Um dos indicadores para medir a pobreza (extrema) de uma população é o percentual de indivíduos cujos rendimentos são inferiores aos rendimentos considerados na linha de pobreza (extrema). Sendo assim, uma vez que se disponha da evolução de tais linhas de pobreza ao longo do tempo, pode-se quantificar os impactos do SM, controlando-se por fatores exógenos que influenciam na redução/aumento da pobreza no país.

De forma a medir o comportamento acima descrito, esta seção pretende fornecer os insumos para responder à seguinte questão:

de que maneira mudanças no valor do salário mínimo, para os indivíduos cujos salários são indexados ao SM, afetam a probabilidade de as famílias estarem acima das linhas de pobreza e de pobreza extrema? Ou seja, qual a sensibilidade da pobreza, e pobreza extrema, a variações no SM?

Em outras palavras, pretende-se verificar o sinal da diferença entre as duas probabilidades dadas pela 2. Esse procedimento visa mensurar eventuais mudanças na probabilidade de indivíduos com um determinado conjunto de características observáveis X no período t estarem abaixo da linha da pobreza, com relação à indivíduos com o mesmo conjunto de características observáveis, no período $t - 1$ ¹⁰. Na 2, Y_{it} é a renda do indivíduo i no período t , LP_t é a linha de pobreza no período t e SM_t é a variável que indica se o indivíduo tem uma renda de um salário mínimo no período t

$$P(Y_{it} < LP_t | SM_t, X_t) - P(Y_{it-1} < LP_{t-1} | SM_{t-1}, X_t), \quad (2)$$

Em termos práticos, essas probabilidades podem ser medidas pela transformação do evento considerado ($Y_{it} < LP_t$) em uma variável dicotômica, ou seja, cria-se uma variável que assume o valor 1, para o caso de a renda estar abaixo da linha de pobreza em cada período t em questão.

A modelagem do evento por uma variável dicotômica possibilita o tratamento econométrico por meio de modelos de probabilidade. O princípio básico destes modelos é o fato de a variável dependente Y assumir apenas dois valores: 1 para o caso de interesse e 0 em caso contrário. Nesse tipo de modelagem, visa-se encontrar o efeito de uma mudança em uma variável explicativa X sobre a probabilidade condicional Y/X . No caso específico deste estudo, supõe-se que dentro da matriz de controles X esteja, também, a variável que mede a vinculação do indivíduo ao salário mínimo definido pelo governo federal. Para quantificar tais efeitos, empregou-se um modelo Logit, que pode ser descrito da seguinte maneira:

$$P(Y = 1 | X) = G(X\beta), \quad (3)$$

¹⁰Esta diferenciação é importante, visto que a base de dados formada pelas PNADs não é um painel com os mesmos indivíduos, mas sim vários conjuntos de observações de diferentes indivíduos em diferentes momentos do tempo.

A função $G(\cdot)$ descreve a distribuição acumulada logística e sua utilização está associada à hipótese de os erros do modelo seguirem tal distribuição¹¹, assim:

$$G(X\beta) = \Lambda(X\beta) = \frac{\exp(X\beta)}{1 + \exp(X\beta)}, \quad (4)$$

É importante ressaltar que neste tipo de modelo o vetor de parâmetros β associados às variáveis explicativas não tem a interpretação usual dos modelos de regressão tradicionais, ou seja, estes parâmetros não representam diretamente os efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a variável dependente. Para se obter estes efeitos, devem ser encontrados os efeitos marginais do modelo, por meio da 5:

$$\frac{\partial E[Y|X]}{\partial X} = \Lambda(X\beta)[1 - \Lambda(X\beta)]\beta \quad (5)$$

Esta expressão mostra que os efeitos marginais dependem das informações referentes ao vetor de variáveis explicativas X . Por essa razão, para a interpretação do modelo estimado, é útil calcular os efeitos marginais avaliados nas médias dos regressores, ou seja, os efeitos marginais para domicílios com características médias Greene (2003).

De forma consistente com as estatísticas apresentadas nas seções anteriores, as bases de dados utilizadas para as estimações foram as PNADs de 1996 a 2007¹². A unidade de análise são os domicílios pesquisados em cada ano da PNAD. Os dados foram empilhados de maneira a testar os efeitos de mudanças no salário mínimo e de outras variáveis, ao longo do tempo. A justificativa para o empilhamento dos dados está baseada em duas razões principais: a primeira é que, conforme apresentado na 2, pretende-se verificar a diferença nas probabilidades causada pela mudança no SM (sob a hipótese de todos os demais controles estarem constantes, Xt) de o indivíduo estar abaixo da linha de pobreza. Para isso é necessária a estimação de, pelo menos dois anos em conjunto, de maneira a permitir a comparabilidade dos resultados. A segunda razão é que a estimação conjunta permite que seja testada a igualdade entre os coeficientes de cada ano, além de resultar em coeficientes mais robustos.

No caso em estudo neste trabalho, a variável dependente Y assume valor 1 se os moradores do domicílio têm renda per capita inferior à linha de pobreza (extrema) e 0 em caso contrário. O conjunto de variáveis X reflete os fatores exógenos que afetam a probabilidade de o domicílio estar abaixo da linha de pobreza. Fazem parte de X variáveis sócioeconômicas dos chefes dos domicílios e dos demais membros da família, assim como informações sobre as condições de inserção destes indivíduos no mercado de trabalho. No caso de análise envolver diversos períodos e regiões, é importante adicionar à matriz X variáveis que captem a temporalidade da amostra, assim como as diferenças regionais existentes dentro do país (efeitos específicos regionais e de tempo). Em resumo, as seguintes variáveis compõem a matriz X : escolaridade, estado civil, idade, ocupação e raça do chefe da família; escolaridade média dos indivíduos ocupados da família; SM; tamanho do domicílio; variáveis *dummy*

¹¹Ver Wooldridge (2002).

¹²Devido ao volume grande de informações, foi retirada uma amostra aleatória de 50% de cada ano das informações originais da PNAD, restando 543.950 observações.

de anos e de localização dos domicílios; variáveis *dummy* para a situação de formalidade/informalidade no trabalho do chefe do domicílio; entre outras.

Para medir especificamente o efeito do salário mínimo na probabilidade de os domicílios estarem abaixo da linha de pobreza, foram construídas variáveis que representam a vinculação dos trabalhadores ao salário mínimo, ou seja, identifica os trabalhadores cujos rendimentos estejam indexados ao valor do mínimo federal (e também aos seus múltiplos). Assim, foram construídas variáveis *dummies* que identificavam, dentro dos domicílios, esses trabalhadores, separando-os no caso de indivíduos ocupados, aposentados e pensionistas.

Em outras palavras, para se medir a dependência dos trabalhadores com relação ao SM, empregou-se o seguinte procedimento: se o valor do rendimento do trabalho de algum morador do domicílio está indexado em múltiplos do SM (até o teto de 6 SM), a variável assume valor unitário para este domicílio, caso contrário a variável terá valor nulo. O mesmo procedimento foi realizado para os rendimentos não provenientes do trabalho, tais como aposentadorias e pensões. Foram também criadas as variáveis cruzadas, com as interações entre as *dummies* da dependência do SM e os anos considerados na análise, com a intenção de captar possíveis efeitos temporais que afetem as pessoas que recebem rendimentos indexados ao SM. Vale ressaltar que, apesar de serem considerados os rendimentos dos trabalhadores indexados a múltiplos do SM até 6 SM, os indivíduos com rendimentos de 1 ou 2 SM representam 96,8%, em média, desses casos. Como o máximo de moradores do domicílio é 20, e o número de membros do domicílio é controlado pelo modelo, considerou-se o máximo de 6 vezes o SM como o maior valor indexado ao piso que poderia causar impacto no percentual de pobres (ou pobres extremos)¹³. Os casos em que o rendimento era 6 vezes o valor do SM representaram, em média, apenas 0,13% de todos os rendimentos indexados ao piso federal considerados. A Tabela A.1 no anexo traz a descrição das variáveis utilizadas e suas principais estatísticas descritivas amostrais.

Tendo em vista os objetivos do trabalho, foram estimadas duas regressões para mensurar a importância do SM na probabilidade de os domicílios estarem abaixo das linhas de pobreza (designada por *LP2*) e de pobreza extrema (*LP1*). O valor de *LP1* corresponde à metade de *LP2*. A primeira regressão tem seus resultados apresentados, de forma resumida na Tabela 18¹⁴. Os valores dos coeficientes são os efeitos marginais das variáveis calculados nas médias das variáveis¹⁵. Vale enfatizar que a especificação apresentada representa a especificação final estimada¹⁶.

Os coeficientes estimados representam o impacto de cada variável na probabilidade de pobreza extrema, i.e. a probabilidade marginal da pobreza extrema. Sendo assim, coeficientes negativos representam redução na pobreza e coeficientes positivos representam incremento na pobreza. Para verificar estes efeitos ao longo dos anos considerados na amostra, pode-se comparar os coe-

¹³Em outras palavras, acredita-se que indivíduos que recebam múltiplos maiores de 6 SM já excluiriam automaticamente sua família da linha de pobreza.

¹⁴Devido aos limites de espaço, os resultados completos não são apresentados. Estes podem ser disponibilizados mediante solicitação aos autores.

¹⁵No caso das *dummies*, foram consideradas as médias como as proporções de resposta positiva na amostra, de maneira que o perfil médio considerado seja a proporção da característica na amostra.

¹⁶As outras formas funcionais estimadas não apresentaram resultados substancialmente distintos. Estes exercícios podem ser obtidos mediante solicitação aos autores.

Tabela 18: Efeitos marginais das variáveis de controle na média amostral - Linha de pobreza extrema†

Regressão Logística			
Variável Dependente: P(abaixo de LP1)			
Estatística Wald $\chi^2=68.655,26$ - p-valor = 0			
Pseudo $R^2 = 0.4134$			
Variável	Efeito Marginal	Variável	Efeito Marginal
idade	-0,00182*	renda_sm	-0,04572*
casado	0,00157	renda_sm96	0,11861*
num_filhos	0,01813*	renda_sm97	0,07705*
num_parentes	0,00003	renda_sm98	0,09495*
num_empregados	-0,01813*	renda_sm99	0,09625*
branco	-0,01890	renda_sm01	0,06153*
negro	-0,00545	renda_sm02	0,04535*
amarelo	-0,01023	renda_sm03	0,05588*
pardo	-0,00983	renda_sm04	0,04341*
indigena	-0,00678	renda_sm05	0,01791*
le_e_escreve	-0,00330*	renda_sm06	-0,00051
trabalho_semana	-0,04444*	renda_apos_sm	-0,03540*
auxilio_moradia	-0,01800*	renda_apos_sm96	0,03662*
auxilio_alim	-0,01845*	renda_apos_sm97	0,04300*
auxilio_trans	-0,02436*	renda_apos_sm98	0,02427*
auxilio_educ	-0,01042*	renda_apos_sm99	0,02110*
auxilio_saud	-0,02357*	renda_apos_sm01	0,01127
escol_media	-0,00707*	renda_apos_sm02	0,01417*
EMPR	-0,03398*	renda_apos_sm03	0,00291
CONT	-0,02189*	renda_apos_sm04	0,00794
SREM	0,02811*	renda_apos_sm05	0,00711
CCAR	-0,02849*	renda_apos_sm06	-0,00001
SCAR	-0,01614*	renda_pens_sm	-0,03349*
FPUB	-0,02571*	renda_pens_sm96	0,03788*
MILI	-0,02878*	renda_pens_sm97	0,03795*
1996	-0,00745*	renda_pens_sm98	0,03614*
1997	-0,00149	renda_pens_sm99	0,04943*
1998	-0,00488*	renda_pens_sm01	0,01624
1999	-0,00123	renda_pens_sm02	0,02720*
2001	0,00522*	renda_pens_sm03	0,01310
2002	0,03974*	renda_pens_sm04	0,01039
2003	0,01257*	renda_pens_sm05	0,00397
2004	0,00618*	renda_pens_sm06	-0,01375*
2005	0,00846*	Num_moradores	-0,00064
2006	0,00116		

* significativo a 1%. Fonte: cálculos dos autores.

† Em ambas as estimações, cujos resultados são apresentados nas Tabelas 18 e 19, foram suprimidas as dummies referentes ao ano de 2007, de maneira a facilitar a comparação dos resultados.

ficientes das iterações das variáveis com as *dummies* de cada ano, criadas de forma que a *dummy* base está referenciada ao ano de 2007. Desta forma, os coeficientes estimados para *renda_sm*, *renda_apos_sm* e *renda_pens_sm* referem-se ao efeito marginal para 2007, cujo sinal é negativo e significativo para as três variáveis consideradas. Ou seja, ter o rendimento vinculado ao SM em 2007 reduziu a probabilidade de as famílias estarem abaixo da linha de pobreza extrema. Para os efeitos dos demais anos, deve-se combinar o efeito de 2007 com o efeito da variável iterada do ano em questão¹⁷.

Desta forma, o efeito do SM ao longo do tempo na probabilidade de entrada/saída da pobreza é captado pela diferença anual entre os coeficientes das variáveis *renda_sm*, *renda_apos_sm* e *renda_pens_sm*, que possuem interações com os anos da amostra. Grande parte dos coeficientes estimados para essas variáveis foi estatisticamente significativa a 5%, o que indica que o valor referencial do SM (tanto na indexação do rendimento do trabalho, quanto do piso de aposentadorias e pensões) contribuiu, em média para, combater a pobreza extrema do período. Este comportamento foi observado porque os coeficientes estimados para *renda_sm*, *renda_apos_sm* e *renda_pens_sm* foram decrescentes ao longo dos anos, implicando a diminuição média da proporção de indivíduos extremamente pobres¹⁸. Os anos de 2006 e 2007 foram os que apresentaram coeficientes mais negativos para estes impactos, nas três dimensões consideradas (trabalho, aposentadorias e pensões).

Entretanto, a variação anual dos efeitos estimados da indexação ao SM na probabilidade de pobreza extrema não parece acompanhar exatamente o ganho real do SM no período de 1996 a 2006. Como exemplo, tem-se o ano de 1998, no qual o valor real do SM teve aumento superior a 6,5% (ver Tabela 1). Neste ano, o efeito médio do SM na redução da pobreza extrema foi igual ao efeito do ano de 1999, em que o SM real teve uma variação negativa de cerca de 4%. Resultados similares também são verificados em 2001 e 2003. Embora nestes anos tenham ocorridos expressivos aumentos reais no SM (10,7% e 9,8%, respectivamente), os efeitos da indexação dos rendimentos ao SM na probabilidade de os domicílios pertencerem à linha de pobreza extrema foram semelhante aos efeitos dos anos de 2002 e 2004, cujos reajustes reais do piso federal foram de -1,26% e 0,68%, respectivamente. Em suma, os resultados indicaram uma influência positiva no combate à pobreza extrema por parte da indexação de rendimentos ao SM, porém (e este é um ponto fundamental) este estímulo parece ter se desvinculado dos aumentos reais do salário mínimo nos últimos 10 anos da amostra.

As variáveis binárias que medem os efeitos temporais – *dummies* de tempo que mensuram os efeitos específicos dos anos da amostra – apontam para um comportamento estável da medição da pobreza extrema ao longo do tempo. Ou seja, os resultados dos coeficientes das variáveis temporais indicam pouca variabilidade – inferior a 1% – na proporção de domicílios extremamente pobres no período analisado. Exceção é feita ao ano de 2002, que apresenta maior massa de domicílios abaixo da linha de pobreza extrema. Tal situação,

¹⁷Para o ano de 2006, por exemplo, a variável *renda_sm06* não foi estatisticamente significativa a 5%, o que significa dizer que o efeito da indexação ao SM sobre a pobreza foi estatisticamente igual ao efeito estimado para 2007. Sendo assim, a probabilidade marginal estimada para esta variável no ano de 2006 foi a mesma probabilidade estimada para o ano de 2007 (*dummy* base).

¹⁸Realizou-se, também, um teste conjunto destas variáveis para verificar se os efeitos da indexação foram constantes ao longo do tempo. O teste de igualdade rejeita fortemente [Estatística $\chi^2(11) = 1.159,71$] a hipótese de efeitos iguais entre os anos.

já evidenciada na Tabela 8, parece ser reflexo de um conjunto peculiar de condições político-econômicas então prevalecentes. A perspectiva de mudanças na condução da política econômica, dadas as perspectivas referentes à eleição presidencial de 2002 levou a uma desvalorização da taxa de câmbio real. Este fato resultou em aumento nos preços dos bens importados, com elevação nos índices de inflação, não acompanhada pelos reajustes salariais, o que levou à redução no poder aquisitivo dos trabalhadores assalariados^{19,20}.

A seguir, foi estimado um segundo modelo, no qual a variável dependente é a probabilidade de os domicílios estarem abaixo das linhas de pobreza regional. Os resultados resumidos são apresentados na Tabela 19.

A interpretação dos sinais dos coeficientes estimados da Tabela 19 segue a mesma lógica do modelo estimado para a probabilidade de pobreza extrema, apresentado na Tabela 18.

Novamente, os coeficientes estimados para *renda_sm*, *renda_apos_sm* e *renda_pens_sm* referem-se ao efeito marginal para 2007, cujos sinais também mostraram efeito negativo e significativo para as três variáveis consideradas. Estes resultados sugerem que a vinculação do rendimento ao SM no ano de 2007 reduziu a probabilidade de as famílias com esta condição estarem abaixo da linha de pobreza.

Como os efeitos marginais foram decrescentes ao longo dos anos (e estatisticamente significantes a 5%), há evidências que o SM possui um efeito médio negativo na probabilidade de pobreza, tanto na indexação do rendimento do trabalho, quanto de aposentadorias e pensões. Deve ser destacado que o coeficiente do efeito do SM sobre aposentadorias e pensões foi em média bastante negativo, principalmente a partir de 2001, resultados estes mais expressivos, no que se refere ao combate à pobreza, do que os encontrados no modelo de pobreza extrema. Entretanto, novamente repete-se o padrão dos resultados da regressão apresentada na Tabela 18, da qual se pode inferir que a variação destes efeitos médios ao longo dos anos não parece acompanhar o ganho real do SM no período²¹.

Em resumo, a estimação dos dois modelos apresentados nas Tabelas 18 e 19 sugere a existência de efeito médio negativo ao longo de 1996 a 2007 para

¹⁹Vale ressaltar que a variável que capta o efeito específico médio dos anos também incorpora o resultado das políticas de distribuição de renda levadas à cabo a partir de 2001, inicialmente o Bolsa Escola e, na sequência, o Bolsa Família.

²⁰Os resultados do modelo para estimar os efeitos do salário mínimo sobre a probabilidade de os indivíduos estarem abaixo da linha de pobreza extrema mostram que as variáveis que medem a escolaridade média das pessoas ocupadas na família (variável *escol_média*), alfabetização (variável *le_e_escreve*) e idade do chefe da família (variável *idade*) apresentaram efeito negativo estatisticamente significativo, na probabilidade de as famílias estarem abaixo da linha de pobreza extrema. Ou seja, quanto mais escolarizados forem os membros do domicílio, em média, e/ou quanto mais velho for o chefe da família, maiores são as chances de a família não pertencer à classe de pobres extremos. Em contrapartida, nota-se que há relação positiva entre a variável que mensura o total de filhos moradores do domicílio (variável *num_filhos*) e a probabilidade da família estar abaixo da linha de pobreza extrema. As dummies para a etnia do chefe de família (variáveis *branco*, *negro*, *amarelo*, *pardo* e *indigena*) não se mostraram relevantes para explicar a probabilidade de o domicílio estar abaixo da linha de pobreza extrema.

²¹As variáveis que medem a escolaridade média das pessoas ocupadas na família, a alfabetização e a idade do seu chefe apresentaram efeito negativo, estatisticamente significativo, na probabilidade de os domicílios estarem abaixo da linha de pobreza. Novamente a variável que mensura o total de filhos moradores do domicílio apresentou relacionamento positivo com a probabilidade de pobreza e as dummies para a etnia do chefe de família não se mostraram relevantes para explicar a probabilidade de o domicílio estar abaixo da linha de pobreza. Os efeitos estimados evidenciam a similaridade entre os resultados apresentados nas Tabelas 18 e 19.

Tabela 19: Efeitos Marginais das variáveis de controle na média amostral – Linha de pobreza

Regressão Logística			
Variável Dependente: P(abaixo de LP1)			
Estatística Wald $\chi^2=103.267,56$ - p-valor = 0			
Pseudo $R^2=0.3765$			
Variável	Efeito Marginal	Variável	Efeito Marginal
idade	-0,00809*	renda_sm	-0,05182*
casado	0,02610*	renda_sm96	0,09844*
num_filhos	0,09124*	renda_sm97	0,03712*
num_parentes	0,00363	renda_sm98	0,08490*
num_empregados	-0,13870*	renda_sm99	0,08377*
branco	-0,02888	renda_sm01	0,04416*
negro	0,02733	renda_sm02	-0,00897
amarelo	-0,03614	renda_sm03	0,03890*
pardo	0,01208	renda_sm04	0,03871*
indigena	0,03150	renda_sm05	-0,02109*
le_e_escreve	-0,01001*	renda_sm06	-0,02565*
trabalho_semana	-0,09960*	renda_apos_sm	-0,12895*
auxilio_moradia	-0,05559*	renda_apos_sm96	0,19256*
auxilio_alim	-0,05830*	renda_apos_sm97	0,21623*
auxilio_trans	-0,06395*	renda_apos_sm98	0,13784*
auxilio_educ	-0,05337*	renda_apos_sm99	0,12993*
auxilio_saud	-0,09164*	renda_apos_sm01	0,08419*
escol_media	-0,03618*	renda_apos_sm02	0,09821*
EMPR	-0,16024*	renda_apos_sm03	0,04888*
CONT	-0,09009*	renda_apos_sm04	0,03949*
SREM	0,05296*	renda_apos_sm05	0,03177*
CCAR	-0,07249*	renda_apos_sm06	0,00529
SCAR	-0,04846*	renda_pens_sm	-0,11910*
FPUB	-0,10110*	renda_pens_sm96	0,10253*
MILI	-0,14275*	renda_pens_sm97	0,12514*
1996	-0,03861*	renda_pens_sm98	0,10573*
1997	-0,01755*	renda_pens_sm99	0,11399*
1998	-0,03272*	renda_pens_sm01	0,05601*
1999	-0,00432	renda_pens_sm02	0,07931*
2001	0,01986*	renda_pens_sm03	0,05664*
2002	0,16293*	renda_pens_sm04	0,03804*
2003	0,05157*	renda_pens_sm05	0,02556
2004	0,04044*	renda_pens_sm06	-0,00508
2005	0,05803*	Num_moradores	-0,00517
2006	0,01964*		

* significativo a 1%. Fonte: cálculos dos autores.

as famílias com rendimentos (do trabalho, aposentadorias e pensões) indexados ao SM, principalmente após 2002. Estes resultados fornecem evidências de que neste período, a indexação ao SM retirou muitas famílias da pobreza e pobreza extrema no Brasil. Isto pode ser notado por meio dos coeficientes estimados negativos e estatisticamente significantes, que denotam a redução da pobreza quando a família possui moradores com rendimentos indexados ao SM²². Todavia, há indícios de que tais efeitos não resultam diretamente dos fortes reajustes reais do SM no período. Estes achados parecem corroborar as estatísticas descritivas apresentadas nas seções iniciais.

8 A necessidade de um novo paradigma

Com base nos dados apresentados, parece correto afirmar que o SM deixou progressivamente de ser uma referência que balize o combate à extrema pobreza no Brasil. Seus aumentos sucessivos reais fizeram com que a proporção de pessoas com renda abaixo do SM aumentasse, ao mesmo tempo em que a variável foi se distanciando do rendimento das pessoas efetivamente mais pobres. Nesse contexto, ganham relevo discussões acerca da eficácia das políticas governamentais, que cotejam os benefícios distributivos associados a aumentos do SM com outras políticas governamentais melhor focalizadas, notadamente o Programa Bolsa Família (Soares 2006a).

O dado fundamental a ressaltar é que a prioridade da política social deveria ser agir sobre a insuficiência de renda das pessoas cujos rendimentos encontram-se abaixo da linha de extrema pobreza. Quando o SM aumenta, o senso comum considera que ele se aproxima do limite mínimo “efetivo” de subsistência. No entanto o efeito real é oposto: o SM distancia-se desse limite, visto estar situado acima (e não abaixo) da linha de extrema pobreza. Com isso, é relativamente reduzido o número de famílias extremamente pobres afetadas pelo SM²³. A elevação do SM acentuou características do mercado de trabalho que a rigor já estavam presentes no Brasil há mais de uma década²⁴. Jatobá & Chahad (1997) postulavam a manutenção do caráter nacionalmente unificado do SM como referência para a Previdência Social, porém com regionalização da variável para efeitos da sua vigência no mercado de trabalho para os trabalhadores do setor privado.

Certamente o fim do papel do SM na definição das políticas públicas encontraria resistência significativa. Entretanto, é necessário atentar para o fato de que a variável não possui a relevância no combate à extrema pobreza que lhe é usualmente atribuída. Este fato é confirmado pelos dados da Tabela 20. Observa-se que de cada 100 famílias extremamente pobres do país, apenas sete tinham algum membro da família ganhando um SM (eram 14 em 2005).

A Tabela 21 complementa a informação anterior e mostra que no Brasil, de cada 100 domicílios em que ao menos um membro recebe um SM, apenas 4 são considerados extremamente pobres. (eram 8 em 2005). Nas regiões nordeste e norte, de cada 100 domicílios em que pelo menos um membro recebe um SM, só 6% são extremamente pobres.

²²Assim como no modelo anterior, o teste conjunto para a igualdade destes efeitos rejeitou fortemente [Estatística $X^2(11) = 2.700,50$] a hipótese de efeitos iguais entre os anos.

²³Tome-se como exemplo o que ocorreu em 2001, quando o SM teve um aumento real de 11%, que seguiu ao aumento real de 5% de 2000 (ver Tabela 1). Entretanto, no acumulado do biênio 2000/2001, a renda média dos 20% mais pobres caiu 3%.

²⁴Sobre a efetividade regional do salário mínimo, ver Neri et al. (2000)

Tabela 20: Percentual de domicílios extremamente pobres que têm algum membro com rendimento do trabalho principal exatamente igual a um SM, em relação ao total de domicílios extremamente pobres, 2005-2007 (%)

Região	2005	2006	2007
Brasil	14,2	8,5	6,7
Norte	25,6	19,2	10,6
Nordeste	12,6	7,6	6,3
Centro-Oeste	13,4	5,3	4,8
Sudeste	15,5	7,6	6,7
Sul	13,0	9,7	6,7

Fonte: PNADs 2005-2007. Elaboração dos autores. Obs.: Linhas de pobreza extrema regionalizadas

Tabela 21: Percentual de domicílios extremamente pobres em relação ao total de domicílios que têm algum membro com rendimento do trabalho principal exatamente igual a um salário mínimo, 2005-2007 (%)

Região	2005	2006	2007
Brasil	7,6	4,1	3,8
Norte	12,7	8,9	5,6
Nordeste	11,9	6,6	5,5
Centro-Oeste	3,4	1,2	1,2
Sudeste	4,6	1,9	2,4
Sul	5,0	3,4	2,8

Fonte: PNADs 2005-2007. Elaboração dos autores. Obs.: Linhas de pobreza extrema regionalizadas

Na Tabela 22, de cada 100 domicílios que se encontram no décimo inferior da distribuição, em apenas 11 deles havia algum membro que recebia um SM. Já nos décimos posteriores, essa incidência era maior, mas em nenhum deles chegava a 25%. Na média dos 30% dos domicílios considerados mais pobres, o percentual deles que têm algum membro da família com rendimento do trabalho principal exatamente igual a um SM é de apenas 18%.

A distorção da política de aumentos reais do SM é mais patente no caso dos aposentados e pensionistas. Do total de pessoas desse grupo que em 2007 tinha rendimentos iguais a um SM, só 1% estava situado no décimo inferior da distribuição de renda per capita e apenas 12% se localizavam no conjunto dos três décimos inferiores da distribuição de renda (Tabela 23). A Tabela 24 é similar à anterior e mostra um quadro parecido para os trabalhadores empregados: apenas 3% dos indivíduos que recebiam um SM de rendimento em 2007 se situavam no primeiro décimo e apenas 26% estavam localizados nos três décimos inferiores²⁵.

Em 1995, o SM localizava-se 3% acima da média da remuneração do se-

²⁵É necessário notar que podem estar ocorrendo transferências de renda inter-domiciliares, que não são captadas de maneira adequada pela PNAD.

Tabela 22: Percentual de domicílios que têm algum membro com rendimento do trabalho principal exatamente igual a um SM, em relação ao total de domicílios do décimo da distribuição de renda per capita, 2005-2007 (%)

Décimos da distribuição	2005	2006	2007
Primeiro	16,1	12,9	11,3
Segundo	27,0	25,6	21,2
Terceiro	26,3	23,5	22,0
Quarto	26,7	25,3	23,1
Quinto	24,6	20,8	16,4
Sexto	20,8	20,7	17,6
Sétimo	16,6	15,5	11,9
Oitavo	10,9	10,7	7,6
Nono	6,7	6,3	4,2
Décimo	3,1	2,5	1,8
Média	17,9	16,4	13,7

Fonte: PNADs 2005-2007. Elaboração dos autores.

Tabela 23: Distribuição dos aposentados e pensionistas com rendimento exatamente igual a um salário mínimo, por décimo da distribuição de renda per capita - 2005-2007 (%)

Décimos da distribuição	2005	2006	2007
Primeiro	1,4	0,9	1,0
Segundo	4,7	4,4	5,0
Terceiro	6,0	5,9	6,3
Quarto	11,2	11,0	11,3
Quinto	11,8	11,8	11,5
Sexto	22,9	18,1	25,6
Sétimo	15,9	20,5	13,5
Oitavo	11,6	11,9	10,8
Nono	9,9	10,8	10,4
Décimo	4,6	4,7	4,7
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: PNADs 2005-2007. Elaboração dos autores.

Tabela 24: Distribuição dos indivíduos que recebem exatamente um salário mínimo no trabalho principal, por décimo da distribuição de renda per capita - 2005-2007 (%)

Décimos da distribuição	2005	2006	2007
Primeiro	3,4	2,8	3,2
Segundo	12,1	11,7	12,4
Terceiro	10,1	10,3	10,4
Quarto	14,9	14,9	15,8
Quinto	14,6	14,9	15,4
Sexto	16,2	14,9	16,2
Sétimo	11,9	13,6	12,4
Oitavo	8,7	8,9	7,5
Nono	5,6	5,6	4,7
Décimo	2,5	2,4	2,0
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: PNADs 2005-2007. Elaboração dos autores.

gundo décimo da distribuição de renda e 3% abaixo da média da remuneração do terceiro décimo da distribuição de renda. Doze anos depois, o SM era equivalente a 1,41 vezes a renda média do segundo décimo, era igual a renda média do terceiro décimo e era praticamente igual (0,98) à renda média do quarto décimo. No período 1995-2007, quando a renda média da população diminuiu 5%, a renda do primeiro quintil aumentou 9%, a do terceiro aumentou também 9% e a renda média do segundo aumentou 38%. Em comparação, o salário mínimo teve um aumento real de 66%. Já o terceiro décimo da distribuição de renda nesse mesmo período teve um aumento de renda de 61% (não por acaso, muito próximo ao do SM) e o quarto, de 21%. Dessa forma, pode-se concluir que, em um contexto de queda da renda média, o efeito da política do SM foi aproximar do terceiro quintil a renda média daqueles que estavam no segundo quintil, influenciada pela variação na renda de quem estava no terceiro décimo da distribuição²⁶. O que se observa é que o SM afeta um conjunto expressivo de pessoas, com predomínio, porém, daquelas que recebem benefícios previdenciários e assistenciais (INSS e LOAS/RMV). Com efeito, o número de benefícios ou de remunerações de exatamente um SM pode ser decomposto conforme apresentado na Tabela 25, que permite avaliar a relevância do SM para diferentes grupos no triênio 2005-2007.²⁷

9 Comentários finais

No trabalho, verificou-se que os aumentos reais do salário mínimo têm tido eficiência declinante no combate à extrema pobreza. No período 1994-2007, o SM teve uma variação real acumulada de quase 110%. Como resultado, esta variável passou de 23% para 40% do rendimento médio no período 1995-2007.

²⁶Em 1995, a renda do segundo quintil era de 59% da renda do terceiro. Em 2007, essa proporção havia aumentado para 74%.

²⁷Deve ser feita a ressalva que os dados não se referem ao número de indivíduos e sim ao de benefícios emitidos. Estes números não são iguais devido à possibilidade de acumulação de alguns benefícios. Por exemplo, se uma viúva é simultaneamente pensionista e aposentada, esta pessoa será contada duas vezes como beneficiária.

Tabela 25: Distribuição dos indivíduos que recebem exatamente um salário mínimo no trabalho principal, por décimo da distribuição de renda per capita - 2005-2007 (%)

Categoria	2005	2006	2007
Benefícios INSS	15.217.814	15.937.722	16.525.167
Benefícios previdenciários	12.425.176	12.997.011	13.428.601
LOAS + RMV	2.792.638	2.940.711	3.096.566
Servidores públicos (inclusive militares)	544.353	583.781	557.058
Federais	25.594	26.300	16.064
Estaduais	96.771	83.822	74.102
Municipais	421.988	473.659	466.892
Setor privado	8.071.121	8.091.909	7.002.030
Com carteira	4.187.683	4.719.166	4.243.835
Outros	3.883.438	3.372.743	2.758.195
Total (servidores públicos + setor privado)	8.615.474	8.675.690	7.559.088
Total	23.833.288	24.613.412	24.084.255

/a Inclui auxílios. Fontes: Para os dados do INSS, AEPS (2007). Para os demais dados, PNADs 2005-2007, com tabulações dos autores.

Eventuais mudanças referentes à definição do SM ocorrerão em um contexto distinto daquele verificado no passado. É diferente discutir acerca da possibilidade de estabilização do SM em termos reais quando seu valor era inferior a US\$ 60, como no final de 2002 e fazê-lo quando seu valor é superior a US\$ 260, como no momento em que esse texto está sendo finalizado. Houve crescimento significativo no poder de compra do SM, qualquer que seja a unidade de medida empregada. O aumento real do SM representou uma das principais fontes de pressão sobre as contas da Previdência Social desde o Plano Real. De 1995 a 2009 a despesa do INSS cresceu de 4,6% para 7,3% do PIB. Cabe ainda lembrar que em 1995 não existiam as despesas referentes aos benefícios tipo LOAS, que atualmente representam cerca de 0,6% do PIB. O dispêndio com benefícios assistenciais e previdenciários teve um aumento equivalente a 3,3% do PIB, o que representa um incremento relativo de mais de 70% do seu peso no PIB em um período de 14 anos. Este fenômeno ocorreu em parte devido ao fato de o SM afetar 2 de cada 3 benefícios, dada a vinculação constitucional existente entre a variável e o piso previdenciário e assistencial.

Os resultados do procedimento econométrico efetuado, reportados nas Tabelas 18 e 19 permitem inferir que há algum efeito médio, de sinal positivo, resultante da indexação de benefícios previdenciários e de rendimentos do trabalho ao SM. No entanto, emergem duas evidências a partir de tais resultados. A primeira é que os efeitos têm se reduzido ao longo do tempo. Este fato pode ser notado para os coeficientes das variáveis *renda_sm*; *renda_apos_sm* e *renda_pens_sm*, que se reduzem de forma quase monotônica, chegando até a se tornarem negativos para o ano 2006. Esse fato é particularmente mais relevante para os efeitos do SM sobre a pobreza extrema. A segunda evidência é não parece haver relação direta entre a magnitude do aumento real do SM e o efeito marginal estimado sobre a pobreza extrema. Estas duas evidências corroboram as evidências descritivas e os pontos assinalados no início deste trabalho.

Com base nos dados apresentados e partindo-se do pressuposto de que a prioridade maior das políticas sociais deveria ser tentar reduzir a insuficiência de renda das famílias mais pobres, propõem-se aqui, para reflexão com vistas à sua adoção em algum momento futuro, três medidas, complementares entre

si:

- i) estabilizar em algum momento o valor real do piso previdenciário, mediante Emenda Constitucional que desvincule o piso do valor do SM;
- ii) retomar, em função das diferenças regionais, o conceito de salário mínimo regional, que já vigorou no país, até a década de 80;
- iii) redirecionar o foco das políticas sociais.

O novo foco deve estar ligado a ações integradas que visem três objetivos. O primeiro é beneficiar um maior número de pessoas situadas abaixo da linha de extrema pobreza. O segundo é ampliar os recursos à disposição dessas pessoas. E, finalmente, o terceiro é formatar políticas públicas com “porta de saída”, que consigam melhorar estruturalmente as condições de ascensão social desses indivíduos e possibilitem sua retirada do elenco de beneficiários, no horizonte de uma geração²⁸.

Há quatro motivos para postular uma mudança de política governamental de definição do salário mínimo e do piso previdenciário:

- a) O fato de não haver fundamentos teóricos que embasem tais incrementos na magnitude observada. As pessoas devem ter aposentadorias compatíveis com as contribuições efetuadas durante o período laboral. O valor da aposentadoria reflete o esforço contributivo passado. Aumentos reais nos benefícios equivalem a fazer uma transferência dos recursos das gerações que estão no mercado de trabalho, fato incompatível com a noção de justiça atuarial e com o equilíbrio nas contas da previdência;
- b) A inconsistência lógica da conjugação de taxas esperadas de crescimento de longo prazo do PIB e do número de idosos (ambas ao redor de 4% a.a.) com a elevação do valor real de dois terços dos benefícios, como tem ocorrido ao longo dos últimos 14 anos. Se isso ocorrer, a despesa do INSS continuará aumentando como proporção do PIB, levando provavelmente a novos e indesejados aumentos da carga tributária;
- c) A percepção de que não ter ganhos futuros é completamente diferente de haver perdas em relação ao atual padrão de rendimentos. As conquistas acumuladas nos últimos 15 anos, somadas aos ganhos adicionais a serem obtidos até 2011, são bastante expressivas e serão o patamar básico daqui por diante.
- d) A constatação de que o aumento do SM não é mais uma política eficiente de combate à pobreza extrema. Isso deveria ser um fator de convencimento poderoso no sentido de persuadir a sociedade acerca da razoabilidade da medida proposta.

Se o país quer atacar de forma eficiente o problema da extrema pobreza, a elevação do piso previdenciário e do SM não se configura como o instrumento mais eficaz. O seu aumento implica onerar pesadamente as contas do INSS e do Tesouro (e, portanto, de outros grupos da sociedade) com efeitos sociais

²⁸A expressão “porta de saída” tem sido rejeitada pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, com base no argumento que revelaria certo preconceito. O ministro da pasta tem preferido usar a expressão “emancipação”. Entretanto, na prática, a ideia é a mesma.

modestos. Nesse sentido, programas focalizados, como o Bolsa Família, têm se revelado mais eficazes para atingir o objetivo de combater a pobreza extrema, objetivo básico das políticas sociais.

Agradecimentos

Os autores agradecem as sugestões de Paulo Levy a uma versão preliminar do artigo, assumindo, como de praxe, plena responsabilidade pelo conteúdo final do texto. Os autores são muito gratos a Marcelo Neri, pelos comentários feitos quando da apresentação de uma versão preliminar deste texto, no XXXVII Encontro da Anpec, em 2009.

Referências Bibliográficas

- Barros, R. P. d. (2007), A efetividade do salário mínimo em comparação à do programa bolsa família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade, *in* 'Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente', Brasília: IPEA.
- Barros, R. P. d. & Carvalho, M. (2005), 'Salário mínimo e distribuição de renda', Seminários DIMAC, Nº 196.
- Barros, R. P. d., Carvalho, M. & Franco, S. (2004), 'Distribuição de renda, pobreza e desigualdade no brasil', Ipea/IBGE/CEPAL.
- Barros, R. P. d., Carvalho, M., Franco, S. & Mendonça, R. (2006), 'Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira', IPEA.
- Barros, R. P. d., Corseuil, C. H. & Cury, S. (2000), 'Salário mínimo e pobreza no brasil: uma abordagem de equilíbrio geral', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 30, 157–182.
- Ferreira, F. H. G., Leite, P. G. & Litchfield, J. A. (2006), 'The rise and fall of brazilian inequality: 1981-2004', *World Bank Policy Research Working Paper* .
- Firpo, S. & Reis, M. C. (2006), 'Minimum wage effects on labor earnings inequality: some evidence from brazil', Trabalho apresentado no XXVIII Encontro Brasileiro de Econometria. Salvador.
- Firpo, S. & Reis, M. C. (2007), O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no brasil, *in* 'Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Vol. 2. Brasília', IPEA.
- Foster, J., GREER, J. & THORBECKE (1984), 'A class of decomposable poverty measure', *Econometrica* 52.
- Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice-hall.
- Groedhart, T., Halberstadt, V., Kapteyn, A. & Van Praag, B. (1977), 'The poverty line: concept and measurement', *Journal of Human Resources* 12, 503–520.
- Hagenaars, A. & Van Praag, B. (1985), 'A synthesis of poverty line definitions', *Review of Income and Wealth* 31, 139–154.

Hoffman, R. (1998), *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*, São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo.

Jatobá, J. & Chahad, J. P. (1997), *O papel do salário mínimo no contexto da estabilidade econômica*, IPEA.

Neri, M., Gonzaga, G. & Camargo (2000), *Distribuição regional da efetividade do salário mínimo no Brasil*, EPGE.

Neri, M., Gonzaga, G. & Camargo, J. M. (2001), 'Salário mínimo, 'efeito farol' e pobreza', *Revista de Economia Política* 21.

Neri, M., Kakwani, N. & Son, H. (2006), 'Ingredientes trabalhistas e culinária da estagnação', *Conjuntura Econômica*.

Ramos, L. & Reis (1995), 'Salário mínimo, distribuição de renda e pobreza no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 25.

Ramos, L. & Reis, J. G. (1993), *Quem ganha um salário mínimo no Brasil?*, IPEA.

Ravallion, M., Chen, S. & Sangraula, P. (2008), 'Dollar a day revisited', Policy Research Working Paper 4620.

Saboia, J. (2006), 'Salário mínimo e combate à pobreza', *Valor Econômico* .

Saboia, J. (2007a), O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil, in 'Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente', IPEA.

Saboia, J. (2007b), 'É hora de mudar a previdência', *O Globo* .

Soares, S. (2006a), 'Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004', IPEA. Texto para Discussão.

Soares, S. (2006b), A educação no Brasil rural, Technical report, INEP.

Souza, P. R. C. & Baltar, P. E. d. A. (1982), The minimum wage and wage rates in Brazil, Technical report, Brazilian Economic Studies.

Velloso, R. C. (1990), 'Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 20.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

Apêndice A Estatísticas descritivas

Tabela A.1: Estatísticas descritivas

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão	Min.	Max.
P_abaixoLP	Prob. de renda domic. per capita abaixo da linha de pobreza regional	0,28673	0,45223	0	1
P_abaixoLP1	Prob. de renda domic. per capita abaixo da linha de pobreza extrema regional	0,11210	0,31500	0	1
idade	Idade em anos do chefe da família	46,14686	15,45275	10	110
casado	Dummy para estado civil do chefe da família	0,68499	0,46452	0	1
num_filhos	Número de filhos moradores do domicílio	1,54165	1,41934	0	14
num_parentes	Número de parentes moradores do domicílio	0,35463	0,88024	0	18
num_empregados	Número de empregados moradores do domicílio	0,00566	0,08628	0	4
branco	Dummy para etnia branca do chefe da família	0,51013	0,49990	0	1
negro	Dummy para etnia negra do chefe da família	0,07554	0,26427	0	1
amarelo	Dummy para etnia amarela do chefe da família	0,00438	0,06606	0	1
pardo	Dummy para etnia parda do chefe da família	0,40731	0,49133	0	1
indigena	Dummy para etnia indígena do chefe da família	0,00255	0,05047	0	1
le_e_escreve	Dummy para alfabetização do chefe da família	0,84135	0,36535	0	1
trabalho_semana	Dummy para trabalho na semana de referência do chefe da família	0,71912	0,44943	0	1
auxilio_moradia	Dummy para recebimento de auxílio moradia	0,05568	0,22931	0	1
auxilio_alim	Dummy para recebimento de auxílio alimentação	0,32176	0,46715	0	1
auxilio_trans	Dummy para recebimento de auxílio transporte	0,29680	0,45685	0	1
auxilio_edu	Dummy para recebimento de auxílio educação	0,02415	0,15353	0	1
auxilio_saud	Dummy para recebimento de auxílio saúde	0,14862	0,35571	0	1
escolaridade	Escolaridade em anos do chefe da família	6,65955	4,59236	1	17
EMPR	Dummy para chefe da família empregador	0,03869	0,19286	0	1
CONT	Dummy para chefe da família trabalhador conta própria	0,16161	0,36810	0	1
SREM	Dummy para chefe da família empregado não remunerado	0,00394	0,06264	0	1

Fonte: cálculos dos autores

Tabela A.1: Estatísticas descritivas (continuação)

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão	Min.	Max.
CCAR	Dummy para chefe da família empregado com carteira assinada	0,205 04	0,403 73	0	1
SCAR	Dummy para chefe da família empregado sem carteira assinada	0,071 87	0,258 27	0	1
FPUB	Dummy para chefe da família funcionário público estatutário	0,053 63	0,225 29	0	1
MILI	Dummy para chefe da família militar	0,003 10	0,055 59	0	1
renda_sm	Dummy para rend. do trabalho indexado pelo salário mínimo (até 6 SM).	0,349 17	0,476 71	0	1
renda_apos_sm	Dummy para rend. de aposent. indexado pelo salário mínimo (até 6 SM).	0,144 84	0,351 94	0	1
renda_pens_sm	Dummy para rend. de pensão indexado pelo salário mínimo (até 6 SM).	0,071 84	0,258 23	0	1
UF1 até UF27 ANO1 até ANO11	Dummies para UFs Dummies para anos 1996 até 2007				
recebe_PBF	Dummy para recebimento de Bolsa Família a partir de 2003	0,051 24	0,220 49	0	1
recebe_PBE	Dummy para recebimento de Bolsa Escola em 2001 e 2002	0,007 11	0,084 05	0	1
renda_sm96	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 1996	0,020 07	0,140 25	0	1
renda_sm97	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 1997	0,030 10	0,170 87	0	1
renda_sm98	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 1998	0,025 31	0,157 06	0	1
renda_sm99	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 1999	0,020 92	0,143 10	0	1
renda_sm01	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 2001	0,026 93	0,161 87	0	1
renda_sm02	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 2002	0,046 24	0,210 00	0	1
renda_sm03	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 2003	0,031 87	0,175 66	0	1
renda_sm04	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 2004	0,029 37	0,168 84	0	1
renda_sm05	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 2005	0,048 01	0,213 79	0	1
renda_sm06	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 2006	0,038 76	0,193 01	0	1
renda_sm07	Dummy de interação: renda_sm * dummy ano 2007	0,031 60	0,174 92	0	1

Fonte: cálculos dos autores

Tabela A.1: Estatísticas descritivas (continuação)

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão	Min.	Max.
renda_apos_96	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 1996	0,008 93	0,094 10	0	1
renda_apos_97	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 1997	0,011 50	0,106 60	0	1
renda_apos_98	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 1998	0,011 91	0,108 48	0	1
renda_apos_99	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 1999	0,011 66	0,107 36	0	1
renda_apos_01	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 2001	0,012 31	0,110 26	0	1
renda_apos_02	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 2002	0,015 08	0,121 86	0	1
renda_apos_03	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 2003	0,014 73	0,120 48	0	1
renda_apos_04	Dummy de interação: renda_apos * dummy ano 2004	0,013 80	0,116 68	0	1
renda_apos_05	Dummy de interação: renda_ apos * dummy ano 2005	0,015 86	0,124 92	0	1
renda_apos_06	Dummy de interação: renda_ apos * dummy ano 2006	0,014 96	0,121 40	0	1
renda_apos_07	Dummy de interação: renda_ apos * dummy ano 2007	0,014 10	0,117 90	0	1
renda_pension_96	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 1996	0,004 67	0,068 16	0	1
renda_pension_97	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 1997	0,005 22	0,072 04	0	1
renda_pension_98	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 1998	0,005 66	0,075 00	0	1
renda_pension_99	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 1999	0,005 19	0,071 84	0	1
renda_pension_01	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 2001	0,005 94	0,076 82	0	1
renda_pension_02	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 2002	0,007 51	0,086 31	0	1
renda_pension_03	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 2003	0,006 85	0,082 48	0	1

Fonte: cálculos dos autores

Tabela A.1: Estatísticas descritivas (continuação)

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão	Min.	Max.
renda_pension_04	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 2004	0,00677	0,08200	0	1
renda_pension_05	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 2005	0,00850	0,09182	0	1
renda_pension_06	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 2006	0,00784	0,08818	0	1
renda_pension_07	Dummy de interação: renda_pens * dummy ano 2007	0,00771	0,08748	0	1
UF1-27	Dummies dos estados 1 a 27	0	1		
ANO1 a 11	Dummies dos anos 1 a 27	0	1		
escol_media	Escolaridade média do chefe da família	7,59860	3,97834	1	17
renda_sm	Renda (em SM)	0,34917	0,47671	0	1
renda_apos_sm	Valor da aposentadoria (em SM)	0,14484	0,35194	0	1
renda_pension_m	Valor da pensão (em SM)	0,07184	0,25823	0	1

Fonte: cálculos dos autores