

# OS EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NO PERÍODO 2002-2008: ENFOQUE A PARTIR DE DISTRIBUIÇÕES CONTRAFACTUAIS

Henrique Dantas Neder\*

Rosana Ribeiro\*\*

Este artigo investiga a contribuição do salário mínimo (SM) para o processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no período 2002-2008. Os microdados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) a partir da estimativa de funções densidade Kernel contrafactuais, com algumas adaptações. Os resultados apontam que a contribuição relativa do SM atinge patamares razoáveis na decomposição direta ou inversa dos indicadores de desigualdade e atua de forma desconcentradora no período estudado. O efeito desconcentrador do SM revela-se mais intenso entre as mulheres.

## 1 INTRODUÇÃO

Em pleno século XXI, a desigualdade na distribuição de renda no Brasil segue em patamares elevados. Neste artigo, o interesse principal se refere à disparidade existente entre os rendimentos do trabalho. Esse recorte se justifica porque, no ano de 2005, em torno de 76% da renda total das famílias brasileiras foram provenientes da renda do trabalho (DEDECCA, 2006). Além do que, como aponta Dedecca, Jungbluth e Trovão (2008), no ano de 2005, os rendimentos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) representam somente 45% do Produto Interno Bruto (PIB). Isso revela que essa fonte tem uma limitação em sua capacidade de captar a renda interna disponível. Na verdade, os rendimentos predominantes nessa pesquisa são rendas do trabalho e da previdência, portanto, estudos baseados nessa base de dados se concentram nesses rendimentos.

Existe enorme controvérsia sobre as políticas distributivas mais eficazes. Algumas políticas atuam mais rapidamente sobre a dispersão dos rendimentos, como os programas de transferência de renda. Além disso, existem transformações, como aquelas que se referem às dimensões populacionais e das famílias, que contribuem para mudanças no quadro distributivo de um país. Ou seja, algumas ações têm impactos no curto prazo, enquanto os efeitos de algumas mudanças e políticas

---

\* Professor-associado do Instituto de Economia (IE) da Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

\*\* Professora-associada do IE/UFU.

sobre a concentração dos rendimentos somente se verificam no longo prazo. Esse debate abarca inclusive o papel distributivo do salário mínimo (SM).

No período recente assiste-se, no Brasil, a uma valorização do SM. À guisa de ilustração, quando se compara o valor real do SM do mês de abril de 2002 e o de 2008, observa-se um aumento de 38% (Ipeadata). Alguns autores apontam a importância dessa valorização para o decréscimo nos indicadores de desigualdade do país no período recente (SALM, 2006; DEDECCA, 2006), enquanto outros, como Barros (2006), advogam que o Programa Bolsa Família (PBF) seria um instrumento mais efetivo para promover uma melhora distributiva, sobretudo no que se refere à cauda inferior da distribuição de renda. Cabe observar que muitas vezes essas divergências em relação à importância das políticas, transformações e instrumentos distributivos se devem à confusão existente acerca da temporalidade que envolve cada um deles.

O objetivo deste artigo é investigar a contribuição do SM para o processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2008. A amostra estudada contempla todos os trabalhadores que receberam renda com valor positivo e idade maior do que 15 anos e menor do que 71 anos. Além disso, o estudo se concentrou nas pessoas que trabalham semanalmente 40 horas ou mais. Os diversos indicadores apontam características e dinâmicas distintas para o mercado de trabalho urbano e rural. Posto isso, neste estudo optamos também por investigar os impactos do SM somente para os trabalhadores urbanos. No intuito de identificar efeitos regionais específicos da valorização do SM realizamos três recortes: Brasil geral, região Nordeste e região Sul. Essas regiões foram eleitas porque os nordestinos enfrentam os maiores indicadores de concentração de rendimento ao passo que os moradores do Sul têm os menores indicadores. Ademais, em nível das regiões geográficas, o Nordeste reúne a maior proporção de trabalhadores recebedores do SM enquanto o Sul registra o menor percentual. Os microdados utilizados são provenientes da PNAD/IBGE.

Utilizou-se a metodologia de simulação contrafactual proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), designada a seguir como DFL (1996), com algumas adaptações. As variáveis causais consideradas neste estudo foram o SM, o grau de formalidade e os atributos pessoais. Os resultados das simulações para trabalhadores do gênero feminino e masculino apontaram que o SM teve impacto equalizador em ambos os casos, contudo o impacto referente às mulheres é mais acentuado.

O artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 corresponde a uma breve síntese da literatura nacional sobre os efeitos do SM após o Plano Real. A seção 3 apresenta a metodologia utilizada, sendo dividida em três subseções que tratam, em particular, dos impactos do grau de formalidade e atributos pessoais, do SM e da estimação das funções de densidade Kernel. A seção seguinte compreende a interpretação e discussão dos resultados encontrados a partir da aplicação da metodologia de simulação contrafactual. Por fim, as notas conclusivas.

## 2 OS IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DO SM E A LITERATURA NACIONAL

Neste artigo, opta-se por analisar alguns estudos sobre os impactos distributivos do SM que incluíram também o período após o Plano Real. Um dos primeiros estudos que contemplou esses anos foi realizado por Azevedo e Silveira (2001), que afirmam que elegeram o método de experimento natural. Nas palavras dos autores, esse método exige uma diferenciação entre grupo de controle (não atingido pelas mudanças) e grupo de tratamento (atingido pelas mudanças). Os autores utilizaram os dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) da Região Metropolitana (RM) de Salvador, no período de dezembro de 1996 a novembro de 1999. Os valores monetários brutos dos rendimentos foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC) para Salvador. As informações foram divididas em dois períodos, que corresponderam aos seis meses anteriores e posteriores às elevações do SM verificadas no mês de maio nos anos de 1997, 1998 e 1999. O grupo de controle corresponde aos dados do período anterior ao reajuste (dezembro a maio), enquanto o grupo de tratamento compreende as informações do período posterior (junho a novembro). Entretanto, os dados da PED não são longitudinais, portanto não se pode assegurar que os grupos de controle e tratamento tenham características similares, o que é recomendável nesse procedimento.

O cálculo do índice de Gini e Entropia ( $E(0)$ ) – que é mais sensível às variações na cauda inferior da distribuição de renda –, antes e após a valorização do SM para os anos 1997 e 1998, considerando o rendimento dos ocupados, apresentou pequena flutuação em seus valores no período em que essa valorização foi relativamente mais elevada. Enquanto o cômputo desses indicadores para 1999 revelou uma elevação na concentração dos rendimentos após a elevação do SM. Esse ano teve relativamente a menor variação do SM, além do que se verificou uma elevação da taxa de participação e do desemprego. Os resultados desses índices, calculados com base na renda familiar, também apontaram trajetória similar aos resultados obtidos a partir dos rendimentos individuais.

Fajnzylber (2001), por sua vez, investiga os efeitos do SM sobre os rendimentos e o emprego dos trabalhadores, por meio dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE no período de 1982 a 1997. O autor utilizou a metodologia desenvolvida por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000), no intuito de mensurar os efeitos da variação do SM em diversas faixas de rendimentos, além de calcular os impactos correntes e defasados dessa variação. Essa metodologia foi utilizada para estimar os impactos do SM para trabalhadores formais, assalariados informais e trabalhadores por conta própria. Os resultados revelaram efeitos significativos do SM sobre os rendimentos individuais em toda a distribuição de renda dos trabalhadores formais e informais. A elasticidade de renda com relação ao SM teve valor unitário, no caso de indivíduos com rendimento próximo ao valor desse salário. Entretanto, entre as pessoas que recebem os maiores rendimentos, essa elasticidade atingiu valores menores.

Soares (2002) estudou os impactos distributivos do SM no período 1994-1999, por meio dos dados da PNAD e da PME. O autor utilizou três metodologias, sendo que na primeira abordagem se acompanha o mesmo indivíduo antes e após a elevação do SM, através dos dados longitudinais da PME. Na segunda abordagem, observa-se a renda média de cada centésimo do rendimento dois meses antes do aumento, no mês anterior e no mês posterior à elevação do SM. A terceira metodologia envolve o método de diferenças em diferenças temporais por centésimo, ao longo de 64 meses. Ou seja, o autor computa uma regressão tendo como variável dependente o logaritmo da renda média de cada centésimo, e como variáveis independentes o logaritmo do valor real do SM, o logaritmo do valor real da renda média geral e uma tendência temporal.

Os resultados da primeira abordagem são incongruentes, na medida em que, entre as 25 elasticidades calculadas, cinco são menores do que um e quatro menores que zero. Os cálculos da segunda e da terceira metodologias convergem na mesma direção: a elasticidade da renda em relação ao SM seria pequena (0,2), enquanto para os centésimos inferiores da distribuição de renda essa elasticidade atinge valor mais elevado (0,6), e para pessoas que se situam nos dois quintos superiores da distribuição de renda seu valor atinge zero. Segundo o autor, esses resultados revelam que o impacto redistributivo do SM é pequeno. Entretanto, uma elasticidade de renda em relação ao SM de 0,6 não é desprezível, sobretudo se consideramos que esse valor foi encontrado entre os menores rendimentos.

Firpo e Reis (2006) estudaram a importância da valorização do SM para queda de desigualdade dos rendimentos registrada no Brasil no período de 2001 a 2005. Os autores calcularam indicadores de desigualdade em 2001 e 2005 a partir de uma distribuição de rendimentos observada e de outra distribuição contrafactual sem o SM. Em cada ano, a contribuição do SM para a desigualdade é obtida pela diferença entre o indicador de desigualdade calculado por meio da distribuição observada e o indicador calculado via distribuição contrafactual dos rendimentos. Essa diferença fornece o impacto do SM para redução da desigualdade da renda entre esses dois anos. Os resultados revelam que o SM teria contribuído como 36% da redução do índice de Gini no período de 2001 a 2005. As contribuições estimadas segundo o índice de Theil-T e Theil-L seriam respectivamente 30% e 60%.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009) analisaram como seria a distribuição salarial em 1988 se o SM fosse o mesmo que o observado em 1981. Os autores realizaram suas estimativas para os setores formal e informal da economia em separado e consideraram alguns fatores explicativos na decomposição dos índices de desigualdade como variações do SM real, mudança no grau de sindicalização, mudanças no nível de escolaridade dos trabalhadores, mudanças na distribuição das características individuais e mudanças residuais. A metodologia adotada segue

o estudo de DFL (1996). Ou seja, os autores utilizaram a mesma metodologia usada em nosso estudo.

Os dados são provenientes das PNADs e incluem em pessoas com idades de 18 a 65 anos. Os autores se restringem aos dados referentes às regiões Sul, Sudeste e Distrito Federal na medida em que essas regiões tinham o mesmo SM antes de 1984. A estratégia contrafactual revelou que se o SM tivesse sido maior que o observado em 1988, em consequência os índices de desigualdade da distribuição dos rendimentos teriam uma redução. A decomposição do índice de Gini, segundo as variáveis eleitas pelos autores, apontou que o SM explicaria 73% da variação desse índice para os homens e 123% para as mulheres. Todavia, os autores invertem a ordem da decomposição das variáveis e obtêm novos resultados que apontam uma redução de importância do SM. Na nova decomposição, esse salário explicaria 17% da variação do índice de Gini para os homens e 40% para as mulheres.

Enfim, os resultados dos trabalhos de Fajnzylber (2001) e Soares (2002) revelam um impacto distributivo do SM para as pessoas inseridas nos estratos de menor remuneração, enquanto o texto de Firpo e Reis (2006) ressalta a contribuição positiva do SM para desconcentração dos rendimentos entre 2001 e 2005. No intuito de investigar de forma mais acurada o impacto distributivo do SM no período recente, utilizamos em nosso estudo/nossa pesquisa uma metodologia inovadora, que é resumida a seguir.

### 3 CARACTERIZAÇÃO DOS RECEBEDORES DO SM NO PERÍODO RECENTE

Entre 2002 e 2008, o valor nominal do SM passou de R\$ 200 para R\$ 415, ao passo que seu valor real em preços correntes de 2002 também se elevou de R\$ 200 para R\$ 276, no mesmo período. Ou seja, o SM em termos reais teve uma variação de 38%.

Como se vê na tabela 1, a proporção de trabalhadores no Brasil que recebem 1 SM se revela praticamente inalterada entre 2002 e 2008: para as mulheres ou homens; residentes no interior ou na metrópole; moradores da região Sudeste, Sul e Centro-Oeste; e pessoas que têm de 0 a 10 anos de estudos ou 15 anos ou mais. No mesmo período, esse percentual se elevou para os indivíduos que têm de 11 a 14 anos de estudos; trabalham na administração pública ou no setor da educação, saúde e serviços sociais; residem no Nordeste; e aqueles que se inserem no mercado formal<sup>1</sup> de trabalho. A redução de recebedores de 1 SM se revela mais intensa entre os residentes na zona norte, trabalhadores da atividade agrícola ou atividade mal definida e os trabalhadores informais.

---

1. Nesta seção, mercado formal de trabalho compreende os assalariados com carteira assinada, funcionários públicos e militares, enquanto o setor informal se refere aos assalariados sem carteira assinada, trabalhadores por conta própria e sem remuneração.

TABELA 1

**Distribuição dos ocupados recebedores de 1 SM, residentes na zona urbana, jornada de trabalho igual ou superior a 40 horas semanais e idade de 16 a 70 anos segundo características pessoais, locacionais, ramo de atividade e mercado formal – 2002 e 2008**  
(Em %)

Características dos trabalhadores	2002			2008		
	Brasil	Região Nordeste	Região Sul	Brasil	Região Nordeste	Região Sul
<b>Gênero</b>						
Masculino	9	18	6	9	20	5
Feminino	15	25	11	16	27	10
<b>Faixas de anos de estudos</b>						
0 a 7 anos	16	23	11	16	23	11
8 a 10	13	23	9	14	24	8
11 a 14	7	16	4	10	23	5
15	1	2	1	1	4	1
<b>Área censitária</b>						
Metrópole	8	19	5	9	22	5
Interior	14	21	9	13	22	7
<b>Região geográfica</b>						
Norte	18			16		
Nordeste	20			22		
Sudeste	8			9		
Sul	8			7		
Centro-Oeste	13			13		
<b>Setor de atividade econômica</b>						
Agrícola	17	16	14	13	15	9
Atividades industriais	6	12	3	6	12	5
Indústria de transformação	9	23	5	10	28	6
Construção	11	19	9	9	17	4
Comércio e reparação	11	19	6	12	21	6
Alojamento e alimentação	14	24	8	14	22	9
Transporte, armazenagem e comunicação	5	11	2	5	11	3
Administração pública	9	23	4	12	26	6
Educação, saúde e serviços sociais	9	22	6	12	26	5
Serviços domésticos	31	34	29	30	33	27
Serviços coletivos, sociais e pessoais	13	20	11	12	22	6
Outras atividades	6	17	5	9	23	6
Atividades mal definidas	18	15	25	14	18	6
<b>Mercado de trabalho</b>						
Formal	9	24	5	13	32	7
Informal	15	19	12	11	15	8

Fonte: PNADs/IBGE.

Focalizando a região Nordeste, observa-se que prevalece um movimento de elevação no percentual de recebedores do SM entre homens e mulheres, pessoas com mais de 11 anos de estudo, residentes na metrópole, trabalhadores do mercado formal e aqueles ocupados na indústria de transformação, comércio e reparação, administração pública, educação e saúde e serviços sociais, serviços coletivos, outras atividades e atividades mal remuneradas. Por outro lado, a proporção de recebedores do SM se reduz no caso de trabalhadores do mercado informal de trabalho e daqueles ocupados no setor de construção ou de alojamento e alimentação. Nos demais setores da atividade econômica e grupos de anos de estudos esse percentual se manteve estável. Na região Sul prevalece uma relativa estabilidade no percentual de trabalhadores que recebem 1 SM de 2002 a 2008. Nota-se uma redução nesse percentual entre os moradores do interior, os trabalhadores do mercado informal e aqueles inseridos na atividade agrícola, construção, serviços domésticos, atividades mal definidas e serviços coletivos, sociais e pessoais. Existe uma elevação na proporção dos recebedores do SM que trabalham no mercado formal, indústria de transformação e administração pública.

Em resumo, no caso dos trabalhadores brasileiros e dos sulistas prevalece um movimento de relativa estabilidade na proporção dos recebedores do SM de 2002 a 2008, ao passo que entre os trabalhadores nordestinos observa-se uma elevação nessa proporção segundo as variáveis estudadas. Além do que nos diversos recortes geográficos se elevou o percentual de recebedores do SM inseridos no mercado formal de trabalho e se reduziu entre os informais.

#### 4 METODOLOGIA

Neste trabalho seguimos estritamente a metodologia proposta em DFL (1996).<sup>2</sup> Esses autores consideram um vetor de observações individuais  $(w, z, t)$ , sendo  $w$  o valor do salário,  $z$  um vetor de atributos individuais e  $t$  o tempo. Cada observação individual pertence a uma distribuição conjunta  $F(w, z, t)$  de salários, atributos individuais e datas.  $F(w, z|t)$  é a distribuição condicional de  $w$  e  $z$  em um ponto do tempo. Essa distribuição pode também depender de algumas características distributivas como o SM ( $m_t$ ).

A densidade de salários em um ponto do tempo  $f_t(w)$  pode ser escrita como a integral da densidade de salários condicionada a um conjunto de atributos individuais e ao tempo  $t_w$ , sendo expressa como  $f(w|z, t_w; m_t)$ , sobre a distribuição de atributos individuais  $F(z|t_z)$  na data  $t_z$ .<sup>3</sup>

2. Todos os procedimentos descritos a seguir foram implementados no *software Stata*. As rotinas utilizadas estão no apêndice disponível no *site* da PPE na internet: <<http://ppe.ipea.gov.br>>

3. Observa-se, na exposição metodológica em sequência, basicamente a descrição apresentada em DFL (1996).

$$\begin{aligned}
 f_t(w) &= \int_{z \in \Omega_z} dF(w, z | t_{w,z} = t; m_t) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = t; m_t) dF(z | t_z = t) = \\
 &= f(w; t_w = t, t_z = t, m_t)
 \end{aligned} \tag{1}$$

onde  $\Omega_z$  é o domínio de definição dos atributos individuais.

De acordo com DFL (1996), para a estimação das funções de densidade contrafactuais, é necessária a combinação de diferentes períodos do tempo. A última linha da equação (1) tem como objetivo preencher essas condições ao introduzir a notação que leva em conta essa combinação. À guisa de exemplo,

$f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$  é a função densidade efetiva de salários em 2002; e  $f(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002})$  é a função densidade (contrafactual) que prevaleceria em 2002 se a distribuição dos atributos individuais fosse a mesma de 2008.

No intuito de estimar a função de densidade contrafactual anterior, considera-se a hipótese de que a estrutura de salários de 2002 (representada por  $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ ) não depende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade contractual  $f(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002})$  é:

$$\begin{aligned}
 f(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002}) &= \int f(w | z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z | t_z = 2008) = \\
 &= \int f(w | z, t_w = 2002, m_{2002}) \Psi_z(z) dF(z | t_z = 2002)
 \end{aligned} \tag{2}$$

O termo  $\Psi_z(z)$  é a função de “reponderação” definida como:

$$\Psi_z(z) = dF(z | t_z = 2008) / dF(z | t_z = 2002)^4 \tag{3}$$

e

$$\hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002}) = \sum_{i \in S_{2002}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_z(z) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \tag{4}$$

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

4. Esta expressão é uma relação de probabilidade em cada ponto  $z$  de 2002, relativo a 2008. Dessa forma,  $\Psi_z(z)$  repondera a densidade de 2008 de forma que observações que são mais relativamente prováveis em 2002 que em 2008 têm pesos mais elevados e as demais, pesos menos elevados.

A diferença entre a função densidade efetiva de 2002 e a função densidade contrafactual corresponde ao efeito das mudanças<sup>5</sup> na distribuição dos atributos dos trabalhadores. Em seguida, detalha-se a metodologia utilizada na identificação da contribuição de cada fator (SM, grau de formalidade e atributos) nos indicadores de desigualdade.

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

O conjunto de atributos individuais  $z$  consiste do *status* de formalização<sup>6</sup> da ocupação  $u$  (representado por uma variável *dummy*) e um vetor  $x$  de atributos que inclui experiência,<sup>7</sup> escolaridade, raça, grupos ocupacionais e ramos da atividade econômica.<sup>8</sup> Em uma linguagem algébrica, a distribuição dos atributos  $F(z|t_z = t)$  é igual ao produto de  $F(u|x, t_{u|x} = t)$  e  $F(x|t_x = t)$ .

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da equação (1). Ou seja, essa equação corresponde a:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 2002, t_{u|x} = 2002, t_x = 2002, m_{2002}) = \\ = \iint f(w | u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u | x, t_{u|x} = 2002) dF(x | t_x = 2002) \end{aligned} \quad (5)$$

O primeiro passo na estimação da função densidade contrafactual corresponde à construção da função densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se os graus de formalidade e informalidade, mas não os outros atributos, tivessem o mesmo nível de 2008.<sup>9</sup> A partir desse objetivo, introduz-se uma hipótese adicional em que a função densidade condicional  $f(w|u, x, t_w; m_t)$  não depende do grau de formalidade e informalidade. Assim, calcula-se a função densidade que prevaleceria

---

5. Neste trabalho, ao contrário do estudo de DFL (1996), estimamos as funções densidade no início do período em vez de no final dele. Adotamos essa alternativa no intuito de compatibilizar nosso estudo com a metodologia dos autores que estimam as mudanças distributivas num período de redução do SM quando se considera o valor do SM de determinado período em que seu valor foi mais elevado. Entendemos que, em termos do uso dessa técnica de decomposição, esse procedimento se revela correto porque estamos determinando as distribuições contrafactuais em 2002 na hipótese de que determinadas condições vigentes em 2008 fossem trazidas (recuadas no tempo) para essa data inicial.

6. O mercado formal de trabalho compreende os assalariados com carteira assinada, trabalhadoras domésticas com carteira assinada, militares e funcionários públicos. Enquanto o mercado informal inclui os assalariados e trabalhadores domésticos sem carteira assinada, autônomos e trabalhadores sem remuneração.

7. A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar. Essas informações estão disponíveis nos microdados da PNAD.

8. No vetor de atributos  $x$  não é incluída a variável nominal posição na ocupação, pois esta já é utilizada para obter a variável *dummy* que representa o *status* de formalização  $u$ .

9. O texto de DFL (1996) investigou o impacto da variável sindicalização sobre os indicadores de desigualdade, porém em nosso mercado de trabalho os ganhos auferidos na negociação coletiva são repassados para todos os trabalhadores, independentemente da sindicalização. Diante disso, optou-se por substituir essa variável pelo grau de formalidade ou informalidade do mercado de trabalho, na medida em que esses mercados têm determinantes dos rendimentos distintos.

em 2002 se os graus de formalidade e informalidade fossem os mesmos registrados no ano de 2008, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é na verdade uma versão reponderada da função densidade de 2002:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 2002, t_{u|x} = 2008, t_x = 2002, m_{2002}) &= \\ &= \iint f(w | u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u | x, t_{u|x} = 2008) dF(x | t_x = 2002) = \\ &= \iint f(w | u, x, t_w = 2002; m_{2002}) \Psi_{u|x}(u, x) dF(x | t_{u|x} = 2002) dF(x | t_x = 2002) \end{aligned} \quad (6)$$

O termo  $\Psi_{u|x}(u, x)$  é uma função reponderada e definida como:

$$\begin{aligned} \Psi_{u|x}(u, x) &= dF(u | x, t_{u|x} = 2008) / dF(u | x, t_{u|x} = 2002) = \\ &= u \cdot \frac{\Pr(u = 1 | x, t_{u|x} = 2008)}{\Pr(u = 1 | x, t_{u|x} = 2002)} + [1 - u] \frac{\Pr(u = 0 | x, t_{u|x} = 2008)}{\Pr(u = 0 | x, t_{u|x} = 2002)} \end{aligned} \quad (7)$$

A última parte da equação (7) é obtida considerando que o *status* de formalidade  $u$  toma somente os valores de zero (setor informal) e 1 (setor formal), e portanto,  $dF(u | x, t_{u|x}) = u\Pr(u=1|x, t_{u|x}) + [1 - u]\Pr(u = 0 | x, t_{u|x})$ .

A função de reponderação  $\Psi_{u|x}(u, x)$  pode ser estimada por meio da razão entre as probabilidades condicionais  $\Pr(u = 1|x, t_{u|x})$  estimadas para  $t_{u|x} = 2008$  e 2002 para as observações que fazem parte do setor formal e por meio da razão entre as probabilidades condicionais  $\Pr(u = 0|x, t_{u|x})$  estimadas para  $t_{u|x} = 2008$  e 2002. O modelo padrão para estimar essa probabilidade é o modelo *probit*<sup>10</sup> qual seja:

$$\Pr(u = 1 | x, t_{u|x} = t) = \Pr(\varepsilon > -\beta_i' H(x)) = 1 - \Phi(-\beta_i' H(x)) \quad (8)$$

onde  $\Phi(\cdot)$  é a distribuição normal cumulativa e  $H(x)$  é um vetor de variáveis independentes, que é uma função de  $x$  (o vetor de atributos individuais) e pode ser tratado como um polinômio de baixa ordem em  $x$ .<sup>11</sup>

Para levar em consideração a influência dos demais atributos (vetor  $x$ ), vamos considerar a densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se a distribuição de  $u$  e  $x$  fossem as mesmas de 2008:

10. A adequação do ajuste das estimações *probit* foi avaliada por estatísticas que se referem ao poder preditivo dos modelos. O comportamento dessas estatísticas revelou-se mais favorável nos modelos estimados para amostras regionais. O percentual de casos preditos corretamente variou de 67% a 75%. Por outro lado, os valores da sensibilidade dos modelos (capacidade de prever uma observação como positiva dado que ela é efetivamente positiva) variaram 57% a 96% (ver tabelas A.1 a A.6 no apêndice A).

11. O vetor  $x$  de atributos individuais é constituído das seguintes variáveis: número de anos de estudo, experiência (idade da pessoa menos idade em que começou a trabalhar), experiência ao quadrado, 12 *dummies* de ramos de atividade, 9 *dummies* de grupos ocupacionais, 1 *dummy* de cor (não branca), 26 *dummies* de Unidades da Federação (UFs) e 1 *dummy* de área censitária (região não metropolitana).

$$\begin{aligned}
 & f(w; t_w = 2002; t_{u|x} = 2008, t_x = 2008, m_{2002}) = \\
 & = \iint f(w | u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u | x, t_{u|x} = 2008) dF(x | t_x = 2008) = \quad (9) \\
 & = \iint f(w | u, x, t_w = 2002; m_{2002}) \Psi_{u|x}(u, x) dF(u | x, t_{u|x} = 2002) \Psi_x(x) dF(x | t_x = 2002)
 \end{aligned}$$

onde  $\Psi_x(x) = dF(x|t_x = 2008)/dF(x|t_x = 2002)$ . Aplicando a regra de Bayes,<sup>12</sup> esta relação pode ser escrita como:

$$\Psi_x(x) = \frac{\Pr(t_x = 2008 | x)}{\Pr(t_x = 2002 | x)} \cdot \frac{\Pr(t_x = 2002)}{\Pr(t_x = 2008)} \quad (10)$$

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

$$\Pr(t_x = t | x) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_t H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_t H(x)) \quad (11)$$

As probabilidades não condicionais  $\Pr(t_x = 2002)$  e  $\Pr(t_x = 2008)$  podem ser facilmente calculadas como o número total de observações de cada ano em relação ao número total de observações para os dois. Nesses cálculos utilizam-se os pesos de amostragem para pessoas, disponíveis nos CDs das PNADs.

## 4.2 Efeitos das mudanças no SM

No presente estudo, utilizam-se as mesmas hipóteses adotadas por DFL (1996), porém adaptadas ao mercado de trabalho brasileiro.

Hipótese 1: O SM não tem efeitos de *spillover* na distribuição de salários acima do SM. No caso de dois valores  $m_0$  e  $m_1$  ( $m_0 \leq m_1$ ) de SM, as funções densidades condicionais  $f(w|z, t_w, m_0)$  e  $f(w|z, t_w, m_1)$  são as mesmas para salários acima do maior valor de SM ( $m_1$ ).

A adoção dessa hipótese para o caso brasileiro não se revela inadequada na medida em que vários estudos apontaram que o efeito transbordamento do SM sobre os demais rendimentos no mercado de trabalho é limitado. Fajnzylber (2001) constatou que os efeitos do SM se concentram nos menores rendimentos.

12. Dados dois eventos A e B, então  $P(A|B) = P(B|A) \times \frac{P(A)}{P(B)}$ . Portanto, transpondo para o presente caso,

$$\Psi_x(x) = \frac{\Pr(x | t_x = 2008)}{\Pr(x | t_x = 2002)} = \frac{\Pr(t_x = 2008 | x) \times \frac{P(x)}{P(t_x = 2008)}}{\Pr(t_x = 2002 | x) \times \frac{P(x)}{P(t_x = 2002)}} = \frac{\Pr(t_x = 2008 | x) \times P(t_x = 2002)}{\Pr(t_x = 2002 | x) \times P(t_x = 2008)}$$

Por outro lado, Lemos (2003) apontou que os efeitos positivos do SM são mais pronunciados nos decis inferiores da distribuição de rendimentos.

No Brasil constata-se uma elevação do valor real do SM no período analisado, entre 2002 e 2008, porém, na economia americana, no período estudado por DFL (1996), verificou-se uma desvalorização real desse salário. Neste trabalho, o valor de  $m_1$  corresponde ao valor real do SM no ano de 2008, e  $m_0$  ao valor do mínimo em 2002. Vale observar que essa hipótese 1 é conservadora na medida em que, se permitirmos efeitos de *spillover* nos salários acima do valor do SM – mas abaixo da média e mediana –, os impactos da valorização do SM seriam ainda maiores. A notação algébrica dessa hipótese se expressa por meio da equação abaixo:

$$[1 - I(w \leq m_1)]f(w | z, t_w, m_0) = [1 - I(w \leq m_1)]f(w | z, t_w, m_1) \quad (12)$$

Focalizando o caso brasileiro, essa equação seria definida como:

$$[1 - I(w \leq m_{2008})]f(w | z, t_w, m_{2002}) = [1 - I(w \leq m_{2008})]f(w | z, t_w, m_{2008})$$

onde  $I(.)$  é uma função indicadora que vale 1 se o seu argumento (a condição entre parênteses) for verdadeiro e zero, em caso contrário.

Hipótese 2: A forma da densidade condicional dos salários reais abaixo e no valor do SM depende somente do valor (real) do SM. Quando se consideram dois anos,  $t_0$  e  $t_1$ , e dois valores do SM  $m_0$  e  $m_1$  ( $m_0 \leq m_1$ ), a forma da densidade condicional  $f(w|z, t_0, m_1)$  que prevaleceria em  $t_0$  se  $m_0$  se elevasse para  $m_1$  é proporcional à forma da função densidade condicional  $f(w|z, t_1, m_1)$  para os salários abaixo ou iguais ao maior valor de SM ( $m_1$ ).

Em particular para o Brasil, assume-se que para valores iguais ou abaixo do SM de 2008, ou seja, para  $w$  tal que  $I(w \leq m_{2008}) = 1$ , a função densidade de salários que prevaleceria em 2002 se o SM fosse elevado ao seu nível de 2008 é proporcional à função densidade condicional de salários em 2008:

$$\begin{aligned} I(w \leq m_{2008})f(w | z, t_w = 2008, m_{2008}) &= \\ &= \Psi_w(z, m_{2008})I(w \leq m_{2008})f(w | z, t_w = 2002, m_{2008}) \end{aligned} \quad (13)$$

onde  $\Psi_w(z, m_{2008})$  é uma função de reponderada, definida adiante.

Hipótese 3: O SM não tem efeito na probabilidade de se obter uma ocupação.

O estudo de Card e Krueger (1994) evidenciou que em determinados contextos uma elevação do SM pode ter efeitos positivos sobre o emprego. Essa constatação estabeleceu uma dificuldade para os modelos convencionais que somente admitiam um efeito negativo da variação do SM sobre o emprego. Rebtzer e Taylor (1995) desenvolveram uma abordagem teórica baseada no modelo de salário-eficiência que admitia resultados positivos do SM sobre o emprego. Noutras palavras, resultados empíricos da literatura internacional desafiam a sustentação da previsão do modelo de concorrência perfeita que estabelece que a fixação do SM tem um impacto negativo sobre o emprego. Assim, a terceira hipótese encontra sustentação em pesquisas realizadas em mercados de trabalho de outros países.

Diversos estudos no Brasil buscam estimar os impactos do SM sobre o emprego, no entanto, como alerta Ulyssea e Foguel (2006) é preciso utilizar alguma metodologia que permita realizar comparações entre o grupo afetado pela alteração desse salário e um grupo de controle no intuito de evitar a estimação de correlações parciais entre emprego e SM. Os resultados de alguns trabalhos apoiados nessa metodologia apontam efeitos significativos e negativos do SM sobre o emprego, enquanto outros indicam impactos nulos. À guisa de ilustração, o trabalho de Foguel (1998) utiliza o grupo de controle em sua interpretação dos efeitos do SM sobre o emprego. Além disso, o autor verifica o impacto sobre outras variáveis como taxa de participação. O autor usa o método das diferenças em diferenças e os dados da PME do período de 1982 a 1987. Os resultados econométricos apontaram que uma elevação de 10% no SM resulta numa elevação da taxa de desemprego em 0,56%.

Fajnzylber (2001) investigou os efeitos do SM sobre ocupados segundo posição na ocupação. O autor realiza uma análise contrafactual do que se verificaria se o SM não tivesse se elevado. As elasticidades-emprego calculadas apontaram que no caso dos assalariados com carteira de trabalho assinada recebedores de no máximo 0,9% do SM, a elasticidade emprego-salário corresponde a  $-0,9\%$  ao passo que para aqueles que recebem entre 0,9% e 1,1% desse salário tais elasticidades alcançam  $-1,1\%$ . Focalizando os assalariados sem carteira e os trabalhadores por conta própria, as elasticidades emprego-salário estimadas para as mesmas faixas de rendimentos correspondem a  $-0,35\%$  e  $-0,25\%$  para assalariados sem carteira, enquanto para os autônomos os valores são  $-0,34\%$  e  $-0,29\%$ . A variação do emprego resultante de uma mudança no SM se revela menor entre os trabalhadores do mercado formal, embora as elasticidades calculadas não sejam elevadas para os trabalhadores com carteira e autônomos.

Soares (2005) estuda os impactos do SM sobre as transições do emprego formal para o informal e seus efeitos sobre as probabilidades de transição do emprego formal e informal para a situação de desemprego ou inatividade. O autor

utiliza os dois períodos, quais sejam, 1982 a 1986 e 1995 a 1999, e se baseia nos dados da PME e na metodologia das diferenças por diferenças. No curto prazo, os efeitos sobre as probabilidades de transição seriam nulos ou seriam significativos em alguns anos ao final dos anos 1990. Além do que, os resultados se alteram segundo o período estudado e são, portanto, inconclusivos.

Lemos (2005) investiga os efeitos do SM sobre salários, emprego e preços e utiliza dados provenientes da PME e da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) para o período de 1982 a 2000. A autora utiliza diversas equações e, em particular, na estimativa dos efeitos do SM sobre o emprego, se pode decompor o impacto sobre horas de trabalho e nível de emprego. Os resultados apontaram que o coeficiente da taxa de desemprego se mostra negativo e significativo para o mês do reajuste do SM e o subsequente, embora uma elevação de 10% nesse salário provoque uma queda de 0,2% do emprego no longo prazo. Lemos (2005) conclui que nesse período os efeitos são mais intensos sobre as variáveis nominais enquanto as variáveis reais (emprego) praticamente não se alteram.<sup>13</sup>

Para construir a função densidade contrafactual em 2002, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2008, seleciona-se parte da função densidade de 2002 acima do SM de 2008 ( $m_{2008}$ ) e parte da função densidade de 2008 que corresponde ao valor exato do SM em 2008, bem como os valores inferiores a esse valor. Outro procedimento adotado é que se pré-multiplica a função densidade de 2008 por uma função de reponderação  $\Psi_w(z, m_{2008})$  para assegurar que a integral definida total da função obtida seja igual a 1. Em linguagem algébrica, essas operações correspondem à equação abaixo:<sup>14</sup>

$$f(w | z, t_w = 2002; m_{2008}) = I(w \leq m_{2008})\Psi_w(z, m_{2008})f(w | t_w = 2008; m_{2008}) + [1 - I(w \leq m_{2008})]f(w | z, t_w = 2002; m_{2002}) \quad (14)$$

onde:

13. Um dos problemas da metodologia do estudo de DFL (1996) é que se trata de uma abordagem de equilíbrio parcial aplicada a um problema de equilíbrio geral. Os autores acentuam tal aspecto ao comentar que a densidade contrafactual é a densidade que prevaleceria se os atributos individuais tivessem permanecido em seus níveis de 1979 e se os trabalhadores tivessem sido pagos de acordo com o perfil salarial observado em 1988. Além disso, a aplicação da técnica considera que as instituições do mercado de trabalho são exógenas; assim adota-se uma hipótese limitadora. Outro aspecto interessante é que a transformação de reponderação usando o modelo *probit* é paramétrica, já que esse modelo assume uma forma funcional. Contudo, a metodologia como um todo é considerada semiparamétrica porque trata a distribuição dos salários como um todo, apesar dessa "restrição" paramétrica (AUTOR, 2009).

14. No intuito de assegurar que a área da integral estimada a partir da função densidade contrafactual seja 1, na medida em que a função densidade acima do valor do SM de 2002 corresponde à função densidade de 2008, se revela necessário que a área da função densidade reponderada de 2008 seja igual à área da função densidade efetiva de 2002 (ambas abaixo do mínimo de 2008). Para isso, os pesos devem ser multiplicados pelo fator dado na equação (15) que corresponde à relação entre as áreas das duas funções densidade. Essa solução encontrada por DFL (1996) se mostra bastante inteligente porque garante que a função densidade contrafactual integre 1 em suas duas partes, conservando a mesma massa de probabilidade.

$$\Psi_w(z, m_{2008}) = \frac{\Pr(w \leq m_{2008} \mid z, t_w = 2002)}{\Pr(w \leq m_{2008} \mid z, t_w = 2008)} \quad (15)$$

Para obter o efeito do SM sobre a distribuição total de salários em 2002, integra-se a densidade condicional na equação (14) sobre a densidade de atributos:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 2002; t_z = 2002; m_{2008}) &= \\ &= \int f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2008}) dF(z \mid t_z = 2002) = \\ &= \int I(w \leq m_{2008}) \Psi_w(z, m_{2008}) f(w \mid z, t_w = 2008; m_{2008}) dF(z \mid t_z = 2002) + \\ &+ [1 - I(w \leq m_{2008})] f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2002}) dF(z \mid t_z = 2002) = \\ &= \int I(w \leq m_{2008}) \Psi_w(z, m_{2008}) f(w \mid z, t_w = 2008; m_{2008}) \Psi_z(z)^{-1} dF(z \mid t_z = 2008) + \\ &+ [1 - I(w \leq m_{2008})] f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2002}) dF(z \mid t_z = 2002) \end{aligned} \quad (16)$$

O termo  $\Psi_w(z, m_{2008})$  é definido na equação (15) e o termo  $\Psi_z(z)^{-1}$  segue definido logo abaixo:

$$\Psi_z(z)^{-1} = \frac{\Pr(t_w = 2002 \mid z, w \leq m_{2008})}{\Pr(t_w = 2008 \mid z, w \leq m_{2008})} \cdot \frac{\Pr(t_z = 2008)}{\Pr(t_z = 2002)} \quad (17)$$

Após a aplicação da regra de Bayes, o produto das funções de reponderação pode ser simplificado e definido pela seguinte equação:

$$\begin{aligned} \Psi(z, m_{2008}) &= \Psi_w(z, m_{2008}) \cdot \Psi_z(z)^{-1} = \\ &= \frac{\Pr(t_w = 2002 \mid z, w \leq m_{2008})}{\Pr(t_w = 2008 \mid z, w \leq m_{2008})} \cdot \frac{\Pr(t_z = 2008)}{\Pr(t_z = 2002)} \end{aligned} \quad (18)$$

O cálculo da probabilidade de estar na data  $t$ , dados certos atributos individuais  $z$  e um salário abaixo do SM de 2008, é obtido por meio do modelo *probit* assim definido:

$$\Pr(t_w = t \mid z, w \leq 2008) = \Pr(\varepsilon > -\beta' H(z)) = 1 - \Phi(-\beta' H(z)) \quad (19)$$

O quadro 1 resume o sistema de reponderação utilizado na determinação das funções de densidade contrafactuais. No interior do quadro estão os pesos que foram definidos a partir das equações (7), (10) e (18).

QUADRO 1

**Sistema de ponderação utilizado na decomposição das funções de densidade de Kernel para a estimação das funções de densidade contrafactuais na ordem primária e reversa**

	(1) SM	(2) (1) + informal	(3) (2) + características individuais
Ordem primária: densidades contrafactuais $f(w, t_w, t_u   x, t_x, m_t)$ ano/	$t_w = 2002, t_{u x} = 2002,$ $t_x = 2002, m_t = 2008$	$t_w = 2002, t_{u x} = 2008,$ $t_x = 2002, m_t = 2008$	$t_w = 2002, t_{u x} = 2008,$ $t_x = 2008, m_t = 2008$
2002 $w \leq m_{2008}$	0	0	0
2002 $w > m_{2008}$	1	$\Psi_{x u}$	$\Psi_{u x} \Psi_x$
2008 $w \leq m_{2008}$	$\Psi$	$\Psi \Psi_{u x}$	$\Psi \Psi_{u x} \Psi_x$
2008 $w > m_{2008}$	0	0	0
Ordem reversa: densidades contrafactuais $f(w, t_w, t_{x u}, t_u, m_t)$ ano/	(1) Características individuais $t_w = 2002, t_{x u} = 2008,$ $t_u = 2002, m_t = 2002$	(2) (1) + informal $t_w = 2002, t_{x u} = 2008,$ $t_x = 2008, m_t = 2002$	(3) (2) + SM $t_w = 2002, t_{x u} = 2008,$ $t_x = 2008, m_t = 2008$
2002 $w \leq m_{2008}$	$\Psi_{x u}$	$\Psi_{x u} \Psi_u$	0
2002 $w > m_{2008}$	$\Psi_{x u}$	$\Psi_{x u} \Psi_u$	$\Psi_{x u} \Psi_u$
2008 $w \leq m_{2008}$	0	0	$\Psi_{x u} \Psi_u \Psi$
2008 $w > m_{2008}$	0	0	0

Fonte: Elaboração própria.

Para realizar a decomposição na ordem reversa, funções de ponderação diferentes são utilizadas. As funções de ponderação  $\Psi_{x|u}$  e  $\Psi_x$  são usadas porque o efeito dos atributos individuais é considerado antes dos efeitos da distribuição setor formal – setor informal.

$$\Psi_u(u) = \frac{dF(u | t_u = 2002)}{dF(u | t_u = 2008)} = \frac{\Pr(t_u = 2002 | u)}{\Pr(t_u = 2008 | u)} \times \frac{\Pr(t_u = 2008)}{\Pr(t_u = 2002)} \quad (20)$$

Para estimar  $\Psi_{x|u}$  utilize-se a expressão – conforme DFL (1996):

$$\hat{\Psi}_{x|u}(u, x) = \hat{\Psi}_{u|x}(u, x) \hat{\Psi}_x(x) / \hat{\Psi}_u(u) \quad (21)$$

### 4.3 Estimação das funções de densidade Kernel e outros procedimentos

Outro procedimento empírico importante utilizado é a estimação das funções de densidade Kernel, com base nas estimações de probabilidades descritas na subsecção anterior. Isso se deve ao uso de ponderações utilizadas nas etapas anteriores que se baseiam nessa função e também na necessidade de calcular essa função para que se possa obter os indicadores de desigualdade dos rendimentos, sobretudo para funções contrafactuais. Funções de densidade Kernel com ponderação foram utilizadas nas estimativas em nosso estudo.<sup>15</sup> A função de densidade Kernel é expressa por meio da seguinte equação:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{h_i} K\left(\frac{x - x_i}{h_i}\right) \quad (22)$$

onde:

$x_i$  são os valores dos logaritmos da renda;

$W_i$  são os pesos;

$K(\cdot)$  é uma função Kernel; e

$h_i = h \times \lambda_i$  e  $\lambda_i$  o fator de proporcionalidade local.

No caso das funções de densidade Kernel estimadas para os anos de 2002 e 2008, foram utilizados os pesos da PNAD, porém normalizados para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a 1. Em relação às funções de densidade contrafactuais, os pesos são obtidos através do produto dos pesos de amostragem da PNAD e os pesos obtidos pela metodologia de reponderação (ver quadro 1). Mais uma vez, esse produto foi normalizado para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a 1. Os valores das funções de densidade Kernel foram estimados em 200 pontos da variável  $x$ , que corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal. A função Kernel utilizada para a suavização foi a gaussiana.

O parâmetro de suavização *bandwidth* (etapa crucial na estimação das funções de densidade Kernel) foi adotado como o seu valor ótimo, ou seja, o que minimiza o erro médio quadrático integrado se os dados provêm de uma distribuição normal e se a função Kernel utilizada é a gaussiana. Portanto, este valor não é um ótimo em um sentido geral. Se tivéssemos uma distribuição multimodal e fortemente assimétrica,

---

15. No princípio adotou-se o método denominado *Adaptive Kernel density estimation*, e o comando do *Software Stata* denominado *akdensity* (ver KERM, 2003). Esse método propicia melhores resultados para distribuições multimodais e com assimetria através de um *bandwidth* variável. Nesta versão do artigo, abandonamos essa opção em favor do método de *bandwidth* fixa, mais recomendado pela literatura e que se mostra mais em acordo com que as características de forma da distribuição do logaritmo dos rendimentos do trabalho.

este valor seria muito elevado e tenderia a sobressuavizar a função densidade. O valor do parâmetro utilizado foi o *default* do código *Stata kdensity* que se refere ao ótimo de Silverman conforme Jann (2007) e dado pela expressão:

$$\hat{h}_{s,\phi} = 0.9\hat{\sigma}n^{-1/5} \quad (23)$$

O índice de Theil, por sua vez, é calculado por meio das funções de densidade Kernel estimadas e envolve as seguintes etapas: *i*) retorna-se ao valor do rendimento do trabalho em cada ponto da abscissa  $x$  utilizado na estimativa das funções de densidade através da expressão  $v = \exp(x)$ , onde  $x$  é o logaritmo natural do rendimento do trabalho; *ii*) estima-se a função densidade de  $v$  ( $f(v)$ ) que é igual a  $f(x)/v$ ; e *iii*) calcula-se o valor estimado da média de  $v$  pela expressão

$\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} vf(v)dv$  utilizando-se o comando Stata denominado *integ*.<sup>16</sup> Em resumo, o índice de Theil é igual a  $\int_{-\infty}^{v_{\max}} \frac{v}{\mu_v} \ln\left(\frac{v}{\mu_v}\right)dv$ .

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

a partir da expressão  $L(p) = \frac{\int_0^p Q(q)dq}{\int_0^1 Q(q)dq} = \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(q)dq$  onde  $Q$  é a função quan-

tífica e  $p$  é a proporção acumulada da população. Por último, o índice de Gini é dado pela expressão  $G = 2 \int_0^1 (p - L(p))dp$  (ver COWEL, 2000, apêndice; DUCLOS; ARAARY, 2004, cap. 5).

## 5 INTERPRETAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Na tabela 2 tem-se os resultados da aplicação da metodologia anteriormente descrita aos microdados das PNADs referentes aos anos de 2002 e 2008.<sup>17</sup> A amostra que utilizamos inclui todos os ocupados, exceto os empregadores e trabalhadores sem

16. O comando *integ* produz valores de integrais definidas de funções de densidade empíricas através de método de integração numérica.

17. Foram também calculados valores de decomposição para o período 1996-2001, mas em virtude de limitação de espaço serão apresentados apenas os resultados para o período mais recente. Os resultados para o primeiro período estão disponíveis e podem ser solicitados aos autores. Foram também realizados testes da metodologia para os dados dos Estados Unidos utilizados por DFL (1996) e foi possível replicar aproximadamente os seus resultados. Os autores também disponibilizam as rotinas Stata utilizadas nos cálculos.

remuneração. Essa amostra originou os indicadores de desigualdade estimados para trabalhadores brasileiros, nordestinos e sulistas. A metodologia de decomposição dos índices de desigualdade é aplicada para homens e mulheres separadamente porque existem especificidades nos indicadores de mercado de trabalho das pessoas de sexo distinto. Vale lembrar que optamos pela decomposição dos indicadores de desigualdade obtidos a partir do rendimento do trabalho principal. Os fatores de decomposição eleitos foram o SM real, mercado formal<sup>18</sup> e atributos pessoais.<sup>19</sup>

Para a construção da segunda coluna da tabela 2 foram calculadas as medidas de concentração de renda (índices de Theil e de Gini) a partir das funções de densidade Kernel efetivas estimadas em 2002 e 2008. Em seguida, estimamos suas diferenças e lançamos seus valores nas linhas dos respectivos indicadores nessa coluna.

Os valores da terceira coluna são obtidos a partir da diferença entre o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do salário SM e o valor real de 2008 no ano de 2002 e o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva em 2002. Caso se verifique que o resultado dessa diferença tem valor negativo, observa-se que a elevação do SM real quando sobreposta à distribuição de salários de 2002, causaria efeito equalizador sobre essa distribuição de rendimentos.

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

Na quinta coluna (atributos), por sua vez, encontram-se os valores das diferenças entre o indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do grau de formalização. Finalmente, na última coluna (intitulada resíduo) temos os valores da diferença do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais e o indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva de 2008.<sup>20</sup> Vale ressaltar

18. Em nossa decomposição consideramos como pertencentes ao mercado formal de trabalho os assalariados sem carteira, funcionários públicos e militares, enquanto o mercado informal compreende os assalariados sem carteira e os autônomos.

19. Para a descrição dos atributos pessoais utilizados na decomposição, ver nota 11.

20. A equação que se fecha para cada indicador é:  $I_{2002} - I_{2008} = (I_{2002} - I_{CESM}) + (I_{CESM} - I_{CE.FORMAL}) + (I_{CE.FORMAL} - I_{CE.ATRIBUTOS}) + (I_{CE.ATRIBUTOS} - I_{2008})$  onde cada termo entre parênteses corresponde ao efeito de cada componente (salário mínimo, grau de formalização, atributos individuais e resíduos).

que se essa diferença for positiva, significa que os demais fatores não observáveis estabelecem efeitos concentradores sobre a distribuição de rendimentos do trabalho.

TABELA 2

**Decomposição na ordem direta dos indicadores de desigualdade segundo SM, mercado formal de trabalho, atributos pessoais e resíduos – 2002-2008**

	Decomposição dos indicadores de desigualdade – ordem direta				
	Variação total – 2002-2008	SM	Mercado formal	Atributos	Resíduo
Homens – Brasil					
Theil	0,0826	-0,0558	0,0056	0,0540	0,0789
(%)		-67,55	6,78	65,34	95,43
Gini	0,0482	-0,0325	0,0011	0,0329	0,0467
(%)		-67,55	2,32	68,25	96,99
Mulheres – Brasil					
Theil	0,0801	-0,0583	0,0163	0,0289	0,0933
(%)		-72,82	20,32	36,02	116,48
Gini	0,0526	-0,0364	0,0052	0,0210	0,0630
(%)		-69,24	9,83	39,82	119,60
Homens – Nordeste					
Theil	0,0445	-0,0876	0,0173	0,0525	0,0624
(%)		-196,68	38,83	117,82	140,03
Gini	0,0316	-0,0475	0,0072	0,0274	0,0445
(%)		-150,35	22,90	86,73	140,72
Mulheres – Nordeste					
Theil	0,1324	-0,0980	-0,0052	0,0466	0,1890
(%)		-74,02	-3,89	35,17	142,74
Gini	0,0598	-0,0550	-0,0021	0,0251	0,0918
(%)		-92,01	-3,45	42,04	153,42
Homens – Sul					
Theil	0,0712	-0,0382	0,0164	0,0476	0,0454
(%)		-53,63	23,07	66,86	63,70
Gini	0,0432	-0,0245	0,0072	0,0349	0,0256
(%)		-56,60	16,58	80,70	59,32
Mulheres – Sul					
Theil	0,0409	-0,0401	0,0222	0,0595	-0,0008
(%)		-98,06	54,34	145,66	-1,95
Gini	0,0351	-0,0286	0,0125	0,0404	0,0108
(%)		-81,50	35,54	115,18	30,78

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 2, no caso da população masculina brasileira, revela que a contribuição dos fatores SM, grau de formalidade, atributos e resíduos para a variação total do índice de Theil em termos relativos foram, respectivamente, -67,55%, 2,32%, 68,25% e 96,99%. Ou seja, o SM teve impacto desconcentrador, enquanto o grau

de formalidade e os atributos exerceram efeitos concentradores. Esse exercício de decomposição feito para o índice de Gini revela resultados semelhantes aos encontrados na decomposição do índice de Theil, para os ocupados da população masculina.

No que se refere às mulheres brasileiras, a decomposição do índice de Theil calculado a partir das funções de densidade contrafactuais revela que as contribuições relativas do SM, grau de formalidade, atributos e resíduos são  $-72,82\%$ ,  $20,32\%$ ,  $36,02\%$  e  $116,48\%$ , respectivamente. A decomposição do índice de Gini calculado para mulheres também apresenta resultados semelhantes aos obtidos para decomposição correspondente ao índice de Theil, com exceção do valor para o grau de formalidade, que neste último caso foi sensivelmente inferior para o índice de Gini ( $9,83\%$ ) quando comparado com o valor do efeito do mesmo grau de formalidade para o índice de Theil ( $20,32\%$ ).

As decomposições anteriores revelam também um impacto maior do SM para pessoas do gênero feminino. Esse resultado não surpreende, na medida em que os dados da PNAD para o ano de 2008 apontam que 9% dos homens ocupados receberam exatamente o valor do SM, enquanto entre as mulheres essa proporção atingiu 16%.

Alguns de nossos resultados referentes à população brasileira em seu conjunto se aproximam daqueles encontrados pelo estudo de Menezes-Filho e Rodrigues (2009), porém esses autores (1981-1988 e 1988-1999) investigam períodos distintos do período utilizado em nosso estudo. As divergências existentes podem residir nas características dos períodos investigados por Menezes-Filho e Rodrigues (2009) e aquelas contidas no período de nosso estudo. Os autores consideraram períodos em que a economia brasileira teve elevadas taxas de inflação e perda de poder aquisitivo pelo SM. Além disso, Menezes-Filho e Rodrigues (2009) analisam o impacto do fator educação separadamente dos atributos e consideram também o efeito do grau de sindicalização. Em nosso estudo, consideramos em separado o impacto do grau de formalização do mercado de trabalho porque nos anos aqui estudados verifica-se um elevado crescimento da formalidade em diversos recortes geográficos. Optamos também por nos concentrar numa época de relativa estabilização de preços e valorização do SM. A comparação entre fases de inflação e de estabilidade dos preços gera dificuldades porque num contexto inflacionário os indicadores de concentração de renda em geral se elevam. Em resumo, os resultados de ambos os estudos apontaram um efeito desconcentrador do SM, em especial no caso das mulheres. Cabe salientar uma divergência que se refere aos efeitos equalizadores dos resíduos encontrados pelos autores ao passo que verificamos impactos concentradores.<sup>21</sup>

---

21. Vale notar que comparamos nossos resultados e aqueles encontrados por Menezes-Filho e Rodrigues (2009) apenas para o período 1981-1988.

Focalizando os resultados regionais, em relação aos trabalhadores nordestinos, verificam-se maiores efeitos do fator SM na decomposição dos indicadores de desigualdade em comparação aos impactos constatados para os brasileiros em geral. Para os homens nordestinos, as contribuições relativas do SM, mercado formal de trabalho, atributos e resíduos para decomposição do Theil são, respectivamente,  $-196,68\%$ ,  $38,83\%$ ,  $117,82\%$  e  $140,03\%$ . No que se refere às mulheres nordestinas, as contribuições para decomposição do índice de Theil dos fatores SM, mercado formal, atributos e resíduos são  $-74,02$ ,  $-3,89\%$ ,  $35,17\%$  e  $142,74\%$ , respectivamente. Mais uma vez resultados semelhantes são verificados na decomposição do Gini para homens e mulheres. Conclui-se que o impacto do SM se revela desconcentrador para homens e mulheres nordestinas, além do que no caso de pessoas femininas o mercado formal também atua de maneira levemente desconcentradora. Os efeitos dos resíduos são concentradores para homens e mulheres, enquanto para trabalhadores nordestinos os impactos do mercado formal de trabalho também são concentradores. Um resultado surpreendente são os maiores efeitos desconcentradores do SM para nordestinos do que para nordestinas, ao passo que no caso dos brasileiros em conjunto encontramos resultado oposto.

No caso dos homens moradores da região Sul, as contribuições para decomposição do indicador de desigualdade de Theil do SM, mercado formal, atributos e resíduos são, respectivamente,  $-53,63\%$ ,  $23,07\%$ ,  $66,86\%$  e  $63,70\%$ . Para as trabalhadoras da região Sul, as contribuições para decomposição do indicador de desigualdade de Theil do SM, mercado formal, atributos e resíduos são, respectivamente,  $-98,06\%$ ,  $54,34\%$ ,  $145,66\%$  e  $-1,95\%$ . Essa decomposição para o índice de Gini aponta resultados semelhantes para homens e mulheres moradores da região Sul. Contudo, nota-se uma exceção que se refere a um pequeno efeito equalizador dos resíduos na decomposição do Theil para as trabalhadoras sulistas, enquanto na decomposição do Gini verifica-se um efeito concentrador. Os resultados da decomposição para os residentes no Sul apontam efeito desconcentrador do SM, ao passo que o mercado formal e os atributos pessoais geram efeitos concentradores. Nessa região, o efeito desconcentrador do SM é mais intenso para mulheres que para homens. Noutras palavras, esses resultados são semelhantes àqueles encontrados para a decomposição dos índices de concentração dos brasileiros em conjunto.

Na tabela 3 constam os resultados das decomposições na ordem inversa que se distinguem daqueles encontrados nas decomposições anteriores na medida em que primeiro se considera o efeito dos atributos individuais, em seguida o efeito do grau de formalização e finalmente os efeitos do SM. Ou seja, como o próprio nome sugere, inverte-se a ordem dos fatores na construção das funções densidade contrafactuais e os cálculos das decomposições dos indicadores de desigualdade de renda.

TABELA 3

**Decomposição na ordem inversa dos indicadores de desigualdade segundo SM,  
 mercado formal de trabalho, atributos pessoais e resíduos – 2002-2008**

	Decomposição dos indicadores de desigualdade – ordem inversa				
	Variação total – 2002-2008	SM	Mercado formal	Atributos	Resíduo
<b>Homens – Brasil</b>					
Theil	0,0826	-0,0182	-0,0064	0,0284	0,0789
(%)		-22,05	-7,71	34,33	95,43
Gini	0,0482	-0,0138	-0,0024	0,0177	0,0467
(%)		-28,67	-5,04	36,73	96,99
<b>Mulheres – Brasil</b>					
Theil	0,0801	-0,0309	-0,0061	0,0238	0,0933
(%)		-38,57	-7,58	29,67	116,48
Gini	0,0526	-0,0260	-0,0026	0,0183	0,0630
(%)		-49,41	-4,92	34,74	119,60
<b>Homens – Nordeste</b>					
Theil	0,0445	-0,0435	0,0006	0,0251	0,0624
(%)		-97,74	1,36	56,35	140,03
Gini	0,0316	-0,0314	0,0012	0,0174	0,0445
(%)		-99,45	3,68	55,05	140,72
<b>Mulheres – Nordeste</b>					
Theil	0,1324	-0,0585	0,0001	0,0018	0,1890
(%)		-44,20	0,08	1,38	142,74
Gini	0,0598	-0,0411	0,0013	0,0079	0,0918
(%)		-68,77	2,10	13,25	153,42
<b>Homens – Sul</b>					
Theil	0,0712	-0,0039	-0,0041	0,0338	0,0454
(%)		-5,42	-5,77	47,48	63,70
Gini	0,0432	-0,0043	-0,0025	0,0244	0,0256
(%)		-9,97	-5,80	56,44	59,32
<b>Mulheres – Sul</b>					
Theil	0,0409	-0,0134	-0,0032	0,0583	-0,0008
(%)		-32,77	-7,92	142,64	-1,95
Gini	0,0351	-0,0138	-0,0031	0,0412	0,0108
(%)		-39,25	-8,94	117,40	30,78

Fonte: Elaboração própria.

Para os brasileiros em geral (homens e mulheres), as decomposições de ordem inversa do Theil e Gini mostram reduções nos efeitos do SM e dos atributos pessoais em relação à decomposição de ordem direta. Os impactos dos últimos fatores têm uma queda mais pronunciada para os homens. Os efeitos do fator mercado de trabalho formal se tornam desconcentradores na ordem inversa, ao contrário dos resultados da ordem direta. No entanto, a contribuição relativa se revela pouco expressiva. A contribuição do SM para a redução dos indicadores de desigualdade

fica menos relevante em todos os casos, equivalendo a  $-22,05\%$  para os homens e a  $-38,57\%$  para mulheres, no caso da decomposição do índice de Theil. Em resumo, o SM mantém sua contribuição para o movimento de desconcentração, mas num menor patamar. Esta redução do efeito desconcentrador do SM é bastante drástica (quando passamos da ordem direta de decomposição dos fatores para a ordem inversa) particularmente para o caso dos trabalhadores masculinos da região Sul, passando os efeitos relativos a terem valores bem pouco significativos. No caso da população ocupada nordestina e para as mulheres da região Sul, os efeitos desconcentradores do SM ainda permanecem com valores relevantes.

No estudo de DFL (1996, p. 1.035-1.036), a decomposição na ordem inversa também apontou redução na importância relativa do SM para desconcentração dos rendimentos. Na aplicação dessa ordem de decomposição pelos autores, inicialmente se fixa o nível de demanda e oferta de trabalho nos níveis de 1979 para o ano de 1988. Contudo, a demanda por trabalho pouco qualificado, que são os principais recebedores do SM, se deteriorou nos anos 1980. Assim, ao recompor as condições de oferta e demanda do período de 1979 se reduz o impacto potencial do SM.

Para a decomposição aqui realizada podemos nos deparar com fenômeno semelhante. No caso de nossa decomposição na ordem reversa, as mudanças nos atributos individuais dos trabalhadores tiveram sua importância reduzida quando consideramos esse fator em primeiro lugar na ordem da decomposição. As alterações no grau de formalização apresentam contribuições positivas, mas reduzidas na ordem direta de decomposição dos indicadores de desigualdade enquanto na ordem reversa sua contribuição assume valores reduzidos e negativos. Ou seja, a elevação do percentual de trabalhadores com carteira assinada na ordem dos 7% no período estudado trouxe pequenas consequências concentradoras nos rendimentos. Posto isso, podemos concluir que o aumento do grau de formalização, se sobreposto ao efeito do SM, tem pouco efeito concentrador de rendimentos. É evidente que a não exogeneidade desses dois fatores explica em parte os seguintes resultados: aumentos do valor real do SM repercutem sobre o grau de formalização do mercado de trabalho e efeitos desse último podem ser camuflados por efeitos do primeiro quando consideramos a ordem direta de decomposição.

No recorte regional, a decomposição dos indicadores de desigualdade dos rendimentos pela ordem inversa para homens e mulheres nordestinos aponta para uma redução na importância da contribuição relativa dos fatores investigados e uma mudança no sentido do efeito do mercado formal de trabalho em relação ao sentido observado na decomposição direta. Contudo, no caso desse fator, a contribuição relativa na decomposição de ordem inversa se torna em alguns indicadores praticamente nula. Cabe observar que a contribuição relativa do SM na desconcentração do índice de Theil para homens e mulheres alcança  $-94,74\%$  e  $-44,20\%$ , assim o efeito desse fator segue relevante mesmo na ordem inversa.

A região Sul apresenta algumas particularidades nos resultados da decomposição pela ordem inversa. As contribuições relativas para decomposição do Theil e Gini do SM e mercado formal de trabalho se reduzem para trabalhadores sulistas masculinos e femininos, sendo que para o último fator se verifica uma mudança na direção do efeito de concentrador para desconcentrador. Deve-se ressaltar uma redução significativa na contribuição do SM para os trabalhadores do Sul nessa decomposição. A contribuição relativa do fator atributos na decomposição inversa do Theil e Gini se reduz em relação à decomposição direta para os homens, ao passo que para as mulheres a contribuição relativa desse fator tem pequena queda no índice de Theil e ligeiro acréscimo no índice de Gini.

Em suma, a contribuição relativa do SM em qualquer recorte espacial atinge patamares razoáveis na decomposição direta ou inversa dos indicadores de desigualdade e atua de forma desconcentradora no período estudado. No caso desse fator somente se verifica uma contribuição relativa em baixos patamares na decomposição inversa para homens da região Sul.

### **5.1 Análise gráfica: efeitos do SM sobre as distribuições de rendimentos**

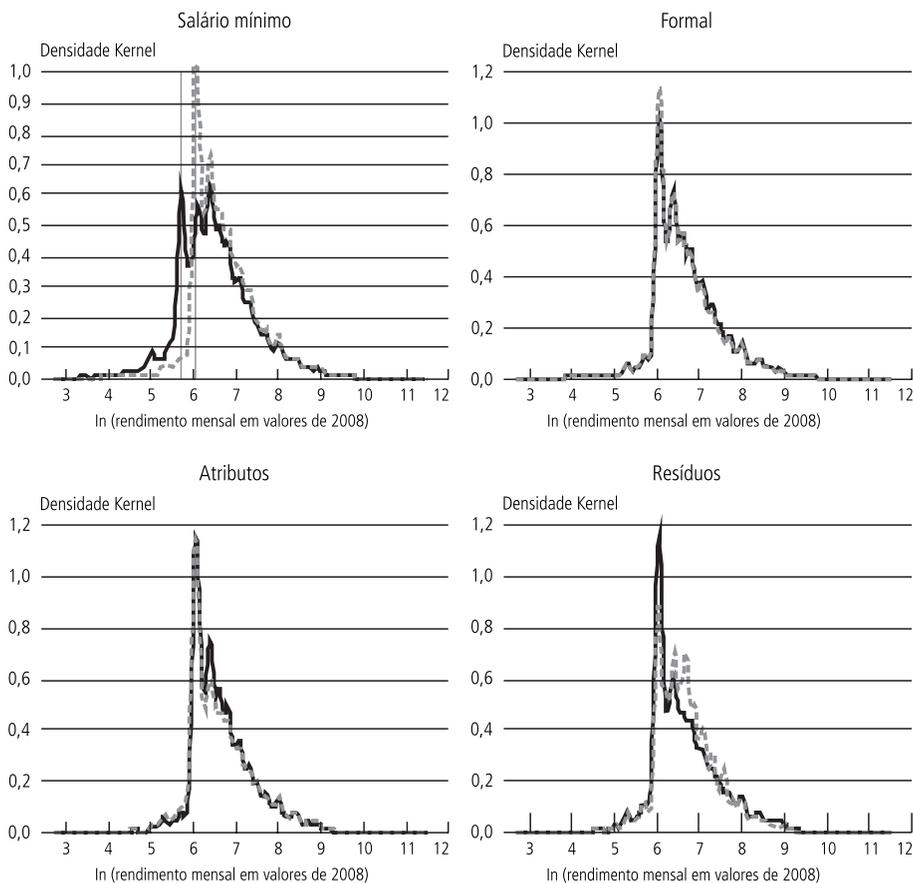
Os gráficos 1 e 2 mostram as funções de densidade contrafactuais estimadas para a população de ocupados brasileiros do sexo masculino e feminino, respectivamente. Nesses gráficos, temos as distribuições anteriores ao efeito do fator de contribuição (não ajustado – em linha contínua) e a função densidade contrafactual atribuída ao fator (ajustado – em linha tracejada). A diferença de cotas (áreas) entre essas duas funções densidade (ajustada e não ajustada) corresponde ao efeito de contribuição do fator. As linhas verticais representam os valores do logaritmo natural do SM real (em valores de setembro de 2008) e a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente ao ano de 2002, ao passo que a linha vertical à direita trata do valor correspondente ao ano de 2008. Diferentemente da análise dos resultados da decomposição referente aos indicadores de concentração de rendimentos (Gini e Theil), a discussão dos resultados gráficos referentes aos efeitos dos fatores sobre a distribuição dos rendimentos se limita ao conjunto dos trabalhadores (assalariados e autônomos) brasileiros. Não analisamos os resultados gráficos da decomposição para as duas regiões (Nordeste e Sul) abordadas na subsecção anterior já que os mesmos não diferiram substancialmente dos resultados para o conjunto dos trabalhadores brasileiros.

Observa-se no gráfico 1 um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade contrafactual do SM em valores abaixo do logaritmo natural do salário real de 2008, quando comparadas às mesmas ordenadas da função densidade efetiva observada em 2002. Isto significa que, de acordo com o método empregado de decomposição, a elevação do SM em 2002 para o nível real do SM de 2008 teve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos

do que um SM de 2008, enquanto no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM se verifica uma elevação menos acentuada.

GRÁFICO 1

**Brasil: funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos**



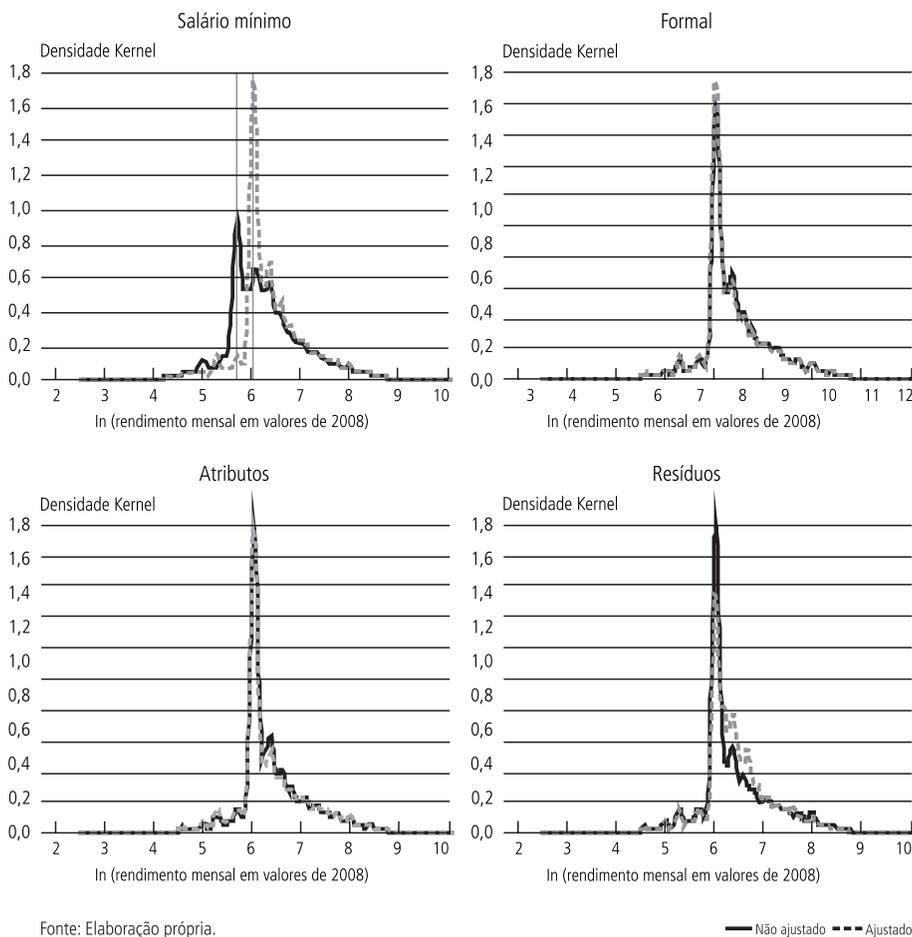
Fonte: Elaboração própria.

— Não ajustado — Ajustado

Por outro lado, os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade encontram-se nos gráficos 3 e 4. Verificamos que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2008, conforme as hipóteses 1 e 2 que constam na metodologia (gráfico 3). Em relação aos efeitos do grau de formalização, nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2008. Noutras palavras,

o impacto do grau de formalização, se sobreposto ao efeito do SM (ordem direta de decomposição), se mostra mais intenso sobre a região da distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2008. É bem provável que tal fenômeno se deva à ampliação do setor formal do mercado de trabalho, sobretudo a partir de trabalhadores que ganham o valor do SM de 2008.

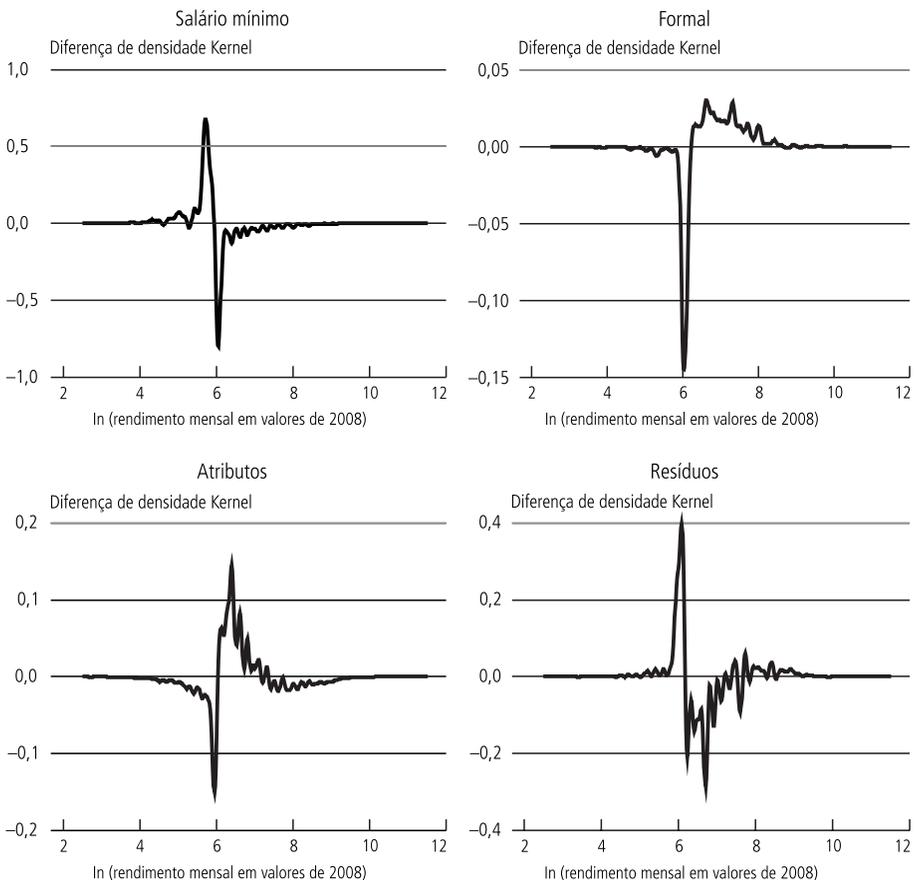
GRÁFICO 2  
**Brasil: funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, população feminina**



Os gráficos 3 e 4 apontam ainda que os efeitos das mudanças dos atributos individuais concentram-se sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2008. Ademais, pode-se observar que os efeitos dos fatores não considerados na decomposição (parcela residual) também se concentram nessa região, porém esses efeitos se reduzem na medida em que os rendimentos se elevam. Cabe observar que no caso dos atributos individuais, nota-se tendência de redução da função densidade contrafactual na comparação com a função densidade resultante dos efeitos anteriores (SM e grau de formalização) enquanto para os fatores residuais os gráficos apontam tendência de elevação das ordenadas da função de densidade na região de rendimentos superior ao valor do SM de 2008.

GRÁFICO 3

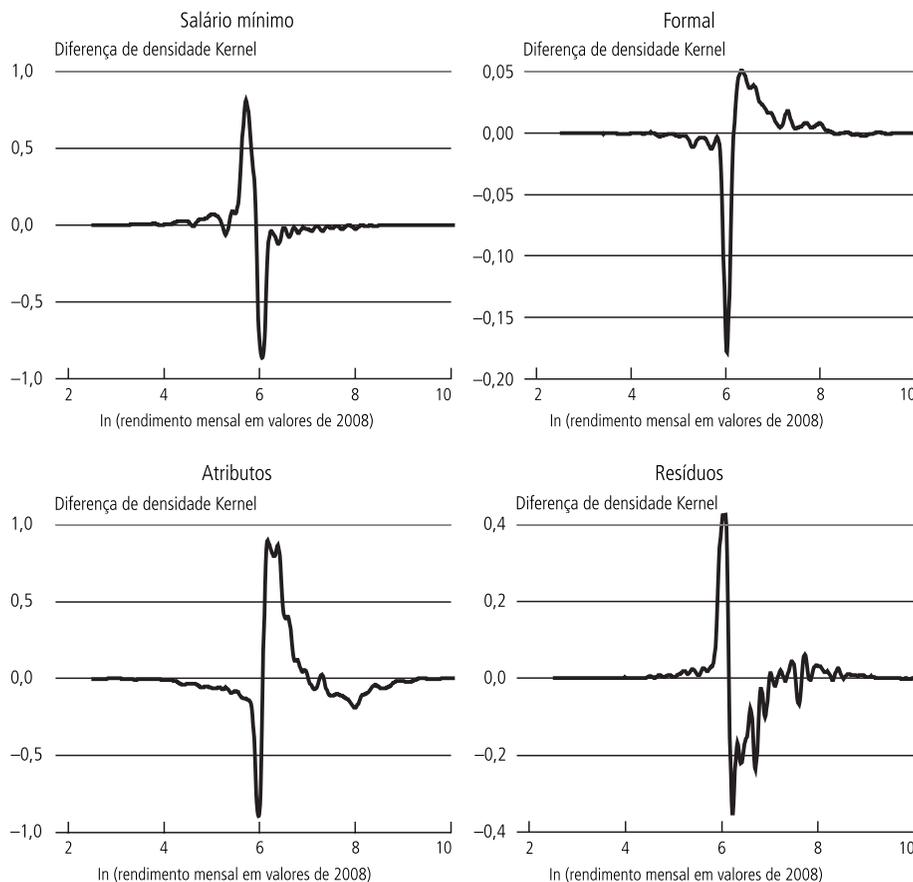
**Brasil: diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, população masculina**



Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 4

**Brasil: diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e população feminina**



Fonte: Elaboração própria.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A metodologia de simulação, adaptada do estudo de DFL (1996), foi aplicada em primeiro lugar para todos os trabalhadores brasileiros com renda positiva (assalariados e trabalhadores por conta própria) e do sexo masculino, tanto para a decomposição direta do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. Essas decomposições revelaram que o SM teve impactos desconcentradores sobre os rendimentos, enquanto o grau de formalidade do trabalho e os atributos pessoais tiveram efeito concentrador. Na decomposição em ordem inversa, o efeito do SM também foi desconcentrador, mas a contribuição relativa atingiu menor valor. Os resultados das decomposições desses índices para as mulheres são similares

àqueles encontrados para os homens. Cabe observar que o impacto desconcentrador do SM se revela mais acentuado para as trabalhadoras.

Por outro lado, as decomposições dos índices de Gini e Theil para os trabalhadores nordestinos indicaram maiores efeitos do fator SM em comparação aos impactos constatados para os brasileiros em geral. Em síntese, os impactos do SM se revelam desconcentradores para homens e mulheres nordestinas, além do que no caso de pessoas femininas o mercado formal também atua de maneira levemente desconcentradora. Contudo, no caso nordestino, os efeitos desconcentradores do SM são maiores para nordestinos do que para nordestinas. Na decomposição dos índices de desigualdade em ordem inversa, a contribuição relativa do SM para desconcentração dos rendimentos segue relevante, porém se revela mais uma vez mais intensa para nordestinos do que para nordestinas.

No caso dos trabalhadores do Sul, as decomposições dos indicadores de desigualdade dos rendimentos revelaram que o SM teve também efeito desconcentrador e seu impacto é mais intenso para mulheres que para homens. As decomposições dos índices de desigualdade em ordem inversa apontam uma redução significativa na contribuição do SM para os trabalhadores do sexo masculino residentes na região Sul ao passo que para as mulheres se confirma a importância desconcentradora do SM.

Em suma, as simulações confirmam a importância do SM para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período 2002 a 2008. O resultado encontrado em todas as decomposições é que o SM atuou desconcentrando os rendimentos do trabalho no período recente para os trabalhadores brasileiros do Norte e do Sul. A política de elevação gradual do SM real, estabelecida no Brasil no período de 2002 a 2008, não coincidiu com uma elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho. A trajetória dos indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho depende em parte da continuação ou suspensão da política de valorização do salário mínimo pelas autoridades governamentais.

## ABSTRACT

This article investigates the contribution of the minimum wage to the process of income deconcentration during the period of 2002-2008. The micro data come from the National Household Survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE). The simulation method used is an adaptation of the method proposed in DiNardo, Fontin and Lemieux (1996), based on counterfactual Kernel density estimation. The results indicate that the relative contribution of the minimum wage reaches reasonable levels in the direct and inverse decomposition of the inequality indicators and contributes to deconcentration during the period studied. Furthermore, the minimum wage contribution to deconcentration is more intense among women.

## REFERÊNCIAS

- AUTOR, D. H. **MIT Graduate Labor Economics 14.662**. May 12, 2009 (Lecture Note, n. #7: Wage Density Decompositions). Disponível em: <<http://econ-www.mit.edu/files/4215>> Acessado em: 17 maio 2010.
- AZEVEDO, J. S. G.; SILVEIRA, P. F. Salário mínimo e renda familiar: mecanismos de ajustes individuais e familiares. In: ARAÚJO, T. P.; LIMA, R. A. (Org.). **Ensaio sobre o mercado de trabalho e políticas de emprego**. Recife: Editora Universitária da UFPE, 2001.
- BARROS, R. P. A Efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. p. 507-549. v. 2.
- CARD, D.; KRUEGER, A. B. **Myth and measurement: the new economics of the minimum wage**. Princeton, New Jersey: Princeton University, 1995.
- COWEL, F. A. **Measuring inequality**. May 2000. Disponível em: <[www.sticerd.lse.ac.uk/research/frankweb/MeasuringInequality/index.html](http://www.sticerd.lse.ac.uk/research/frankweb/MeasuringInequality/index.html)> Acessado em: dez. 2001.
- DEDECCA, C. S. A redução da desigualdade no Brasil: uma estratégia complexa. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. p. 299-330. v. 1.
- \_\_\_\_\_; JUNGBLUTH, A.; TROVÃO, C. J. B. M. A queda recente da desigualdade: relevância e limites. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais...** Salvador, 2008. 19 p.
- 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. 1.001-1.044, Sep. 1996.
- DUCLOS, J.-Y.; ARAARY, A. **Poverty and equity: measurement, policy and estimation with DAD**. Canada: Québec, Cirpee and Poverty and Economic Policy (PEP) network, Pavillon de Seve, Université Laval, 2004.
- FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors**. UFMG: Cedeplar, June 28, 2001 (Texto para Discussão, n. 151). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/publicacoes/trabalhos/textos-para-discussao/10.php>> Acessado em: jun. 2008.
- FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. p. 499-506. v. 2.
- FOGUEL, M. N. **Uma análise dos efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 1998. 31 p. (Texto para Discussão, n. 564). Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/pub/td/1998/td\\_0564.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/1998/td_0564.pdf)> Acessado em: jun. 2008.
- IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Microdados, CD-ROM. Vários Anos.
- JANN, B. **Univariate Kernel density estimation**. ETH Zurich, Switzerland, 2007. Disponível em: <<http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/k/kdens.pdf>> Acessado em: 14 maio 2010.
- KERM, P. van. **Adaptive Kernel density estimation**. In: UK STATA USERS MEETING, 9<sup>th</sup>. May 19-20, 2003, London. Royal Statistical Society, London, 2003.

LEMOS, S. A **Menu of minimum wage variables for evaluating wages and employment effects: evidence from Brazil**. Department of Economics, University College London, Mar. 2003 (Discussion Papers in Economy, n. 03-02). Disponível em: <<http://eprints.ucl.ac.uk/2553/1/2553.pdf>> Acessado em: 16 maio 2006.

\_\_\_\_\_. **Minimum wage effects on wages, employment and prices: implications for poverty alleviation in Brazil**. University of Leicester, Department of Economics, Aug. 2005 (Working Paper, n. 05/15). Disponível em: <<https://lra.le.ac.uk/bitstream/2381/4449/1/dp05-15.pdf>> Acessado em: 14 abr. 2008.

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, jul./set. 2009.

NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. **The effects of minimum wages throughout the wage distribution**. Feb. 2000 (NBER Working Paper, n. 7.519). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w7519.pdf>> Acessado em: 15 fev. 2003.

REBTZER, J. B.; TAYLOR, L. J. The consequences of minimum wage laws some new theoretical ideas. **Journal of Public Economics**, v. 56, p. 245-255, 1995.

\_\_\_\_\_. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. p. 279-297. v. 1.

SOARES, F. V. Minimum wages hikes and employment transitions in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal, 2005.

SOARES, S. S. D. **O impacto do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 873). Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/pub/td/2002/td\\_0873.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/2002/td_0873.pdf)> Acessado em: 18 jan. 2009.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. N. **Os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.168). Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/pub/td/2006/td\\_1168.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/2006/td_1168.pdf)> Acessado em: 04 maio 2008.

(Originais submetidos em maio de 2009. Última versão recebida em novembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

## APÊNDICE

TABELA A.1

### Brasil: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para homens

Estatísticas	Resultados dos modelos – homens			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo- $R^2$	0.1063	0.1775	0.1850	0.0675
Sensibilidade (Pr(+/D)) (%)	86,04	80,25	71,40	90,99
Especificidade (Pr(-/~D)) (%)	37,04	58,69	70,18	21,70
Valor preditivo positivo (Pr(D/+)) (%)	72,37	74,64	72,37	69,41
Valor preditivo negativo (Pr(~D/~)) (%)	58,05	66,23	69,17	55,22
Corretamente classificados	69,24	71,68	70,82	67,52

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.2

### Brasil: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para mulheres

Estatísticas	Resultados dos modelos – mulheres			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo- $R^2$	0.0836	0.1546	0.1692	0.0614
Sensibilidade (Pr(+/D)) (%)	85,06	86,06	78,30	92,66
Especificidade (Pr(-/~D)) (%)	35,50	48,90	60,84	18,79
Valor preditivo positivo (Pr(D/+)) (%)	69,54	75,70	74,46	68,98
Valor preditivo negativo (Pr(~D/~)) (%)	57,86	65,48	65,78	56,78
Corretamente classificados	66,92	73,02	71,20	67,61

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.3

**Nordeste: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para homens**

Estatísticas	Resultados dos modelos – homens nordestinos			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo- $R^2$	0.105	0.1851	0.2134	0.0729
Sensibilidade (Pr(+/D)) (%)	92,48	64,33	57,13	95,65
Especificidade (Pr(-/~D)) (%)	23,87	76,79	85,27	12,29
Valor preditivo positivo (Pr(D/+)) (%)	75,04	71,17	70,88	71,55
Valor preditivo negativo (Pr(~D/~)) (%)	56,18	70,73	76,02	55,08
Corretamente classificados	72,73	70,92	74,42	70,43

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.4

**Nordeste: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para mulheres**

Estatísticas	Resultados dos modelos – mulheres nordestinas			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo- $R^2$	0.0849	0.2124	0.2550	0.0645
Sensibilidade (Pr(+/D)) (%)	89,73	71,36	69,23	94,35
Especificidade (Pr(-/~D)) (%)	26,10	74,25	79,30	15,03
Valor preditivo positivo (Pr(D/+)) (%)	70,98	74,30	73,77	70,20
Valor preditivo negativo (Pr(~D/~)) (%)	55,78	71,31	75,40	55,63
Corretamente classificados	68,62	72,78	74,70	68,94

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.5

**Sul: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para homens**

Estatísticas	Resultados dos modelos: homens – Sul			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo- $R^2$	0.1067	0.1988	0.1973	0.0713
Sensibilidade (Pr(+/D)) (%)	82,57	87,60	80,97	91,70
Especificidade (Pr(-/~D)) (%)	47,82	52,72	62,89	23,43
Valor preditivo positivo (Pr(D/+)) (%)	70,66	77,60	75,54	72,14
Valor preditivo negativo (Pr(~D/-)) (%)	64,32	69,45	70,01	56,62
Corretamente classificados	68,79	75,44	73,48	70,11

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.6

**Sul: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para mulheres**

Estatísticas	Resultados dos modelos: mulheres – Sul			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo- $R^2$	0.0699	0.1125	0.1439	0.0694
Sensibilidade (Pr(+/D)) (%)	81,07	95,48	91,20	94,39
Especificidade (Pr(-/~D)) (%)	43,89	20,98	36,70	15,71
Valor preditivo positivo (Pr(D/+)) (%)	68,48	77,05	75,82	72,21
Valor preditivo negativo (Pr(~D/-)) (%)	60,66	62,54	65,70	54,71
Corretamente classificados	66,22	75,76	74,04	70,69

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

