

SALÁRIO MÍNIMO E BEM-ESTAR NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO PERÍODO DE 2001-2004*

José Luis da Silva Netto Junior*

Erik Alencar de Figueirêdo**

Resumo: O papel do salário mínimo como uma importante política de redução da desigualdade de renda sempre foi objeto de intensos debates na economia. Nos últimos anos, ocorreram aumentos reais no valor do salário mínimo do Brasil. O objetivo deste trabalho é o de avaliar se estes incrementos de fato resultaram em uma melhoria de bem-estar. O estudo tem como base analítica as informações dos 26 estados brasileiros mais o Distrito Federal no período de 2001 a 2004. Dado que as medidas de bem-estar e de desigualdade variam dentro do intervalo $[0,1]$, optou-se pela inferência Painel-Tobit. Os resultados sugerem que a variação salário mínimo contribui para redução do bem-estar dos estados brasileiros.

Palavras-chave: Salário Mínimo. Bem-estar. Painel-Tobit.
Código JEL: J38; I38; C01

Abstract: The minimum wage is considered an important instrument to reduce income inequality. However the effectiveness of this instrumental is contested by some economic studies. In Brazil in the last years there was a real increase in the minimum wage. This study aims evaluate the relationship between the minimum wage and welfare in Brazilian states in period of 2001 to 2004. Because the measures of welfare and inequalities lie between 0 and 1 it was used the panel-Tobit inference. The results suggest that Brazilian states welfare is affected negatively by the minimum wage variation.

* Doutorando em Economia da UFRGS; juniorluis@yahoo.com

** Doutor em economia pela UFRGS; Professor do Departamento de Economia da UFRN; eafigueiredo@gmail.com

Keywords: Minimum Wage. Welfare. Panel Tobit.

JEL Classification: J38; I38; C01

1 INTRODUÇÃO

Sabe-se que o objetivo explícito da legislação relativa ao salário mínimo é o de permitir que os trabalhadores assalariados tenham satisfeitas suas necessidades básicas e, subjacente, o de reduzir a desigualdade de renda e a pobreza. Nos últimos anos, o salário mínimo no Brasil vem experimentando seguidos aumentos reais. Acredita-se que esta política deliberada, em princípio, constitui um importante instrumento de distribuição de renda. Contudo, a literatura que trata desta temática, tanto no Brasil quanto em outros países, apresentam resultados controversos sobre os efeitos do salário mínimo na economia.

Parte dos estudos empíricos enfatiza os efeitos negativos do salário sobre os trabalhadores pobres associados à redução do nível de emprego e/ou queda das oportunidades de trabalho para mão-de-obra não-qualificada ¹. Em contraponto, outros trabalhos sugerem que variações positivas do salário mínimo podem até mesmo aumentar o nível de emprego em determinados setores ². A literatura empírica no Brasil associa os impactos do salário mínimo, de um modo geral, com a distribuição de salários, distribuição de renda e nível de emprego e, assim como a literatura internacional, apresenta resultados dissonantes ³.

Assumindo que o objetivo final das políticas governamentais é o de aumentar o bem-estar da sociedade, é de se esperar, portanto, que o salário seja de fato um mecanismo de melhoria do bem-estar social. No entanto, é sabido que existe um claro *trade-off* entre incrementos do salário mínimo e as despesas governamentais, sobretudo os gastos previdenciários, além dos efeitos não negligenciáveis deste sobre o mercado do trabalho. Tais restrições podem afetar a capacidade do governo

¹ Ver Fajnzylber (2001).

² Ver Card e Krueger (1994) e Dinardo, Fortin e Lemieux (1996).

³ Ver Corseuil e Servo (2002).

no que tange aos programas de transferências de renda, assim como os níveis de investimento públicos e, por conseguinte, ser uma via importante de redução de bem-estar.

Ao contrário dos trabalhos empíricos que tratam desta temática, o presente estudo intenta não apenas analisar os efeitos do salário mínimo sobre os trabalhadores de baixa renda, mas examinar os impactos deste sobre toda a distribuição de renda. Dada esta pequena introdução, este trabalho objetiva analisar os impactos do salário sobre o bem-estar social, tendo como base as informações dos 26 estados brasileiros e o Distrito Federal no período de 2001 a 2004.

O trabalho encontra-se dividido em cinco partes além desta introdução. Na segunda parte, é feita uma apresentação da literatura empírica do tema aqui analisado. Na terceira parte, uma breve resenha a respeito das medidas de bem-estar é apresentada. Na quarta parte, faz-se uma descrição dos dados e do método de estimação empregado. A quinta seção é dedicada à apresentação dos resultados do estudo. Por último, apresentam-se as considerações finais do estudo.

2 REVISÃO TEÓRICA

2.1 Salário mínimo, emprego e distribuição salarial

A literatura empírica que trata dos efeitos do salário mínimo é vasta e a maior parte foca em aspectos referentes aos impactos do salário mínimo sobre os níveis de emprego e salário. Grande parte dos trabalhos empíricos que tratam desta temática é conclusiva no sentido de que um aumento no salário mínimo impacta negativamente quanto aos níveis de emprego.⁴ Entretanto, alguns estudos sugerem que em determinados setores um aumento do salário mínimo pode até mesmo reduzir os níveis de desemprego.⁵

⁴ Ver Neumark e Wascher (2000), Currie e Fallick (1996), Abowd, Kramarze Margolis (1999), Neumark, Schweitzer e Wascher (2000).

⁵ Ver Card e Krueger (1995 e 2000).

Quanto aos efeitos de um incremento do salário mínimo sobre os salários, a literatura empírica internacional, mais especificamente relacionada à economia norte-americana, não é consensual. Os estudos de Card e Krueger (1995) e Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) encontraram evidências de que um aumento do salário mínimo impacta positivamente nos rendimentos dos trabalhadores de baixa renda e também afetam os trabalhadores com salários um pouco acima do mínimo, comprimindo, deste modo, a distribuição salarial. Seguindo a mesma linha, Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) e Lee (1999) concluíram que uma queda no valor real do salário mínimo aumentou significativamente a desigualdade salarial na década de 1980.

Já o estudo de Neumark, Schweitzer e Wascher (2000) apresenta evidências de que os trabalhadores que ganham salários próximos ao mínimo são afetados negativamente por um aumento salarial e os trabalhadores que ganham as maiores taxas salariais não sofrem qualquer impacto quanto ao aumento deste ⁶. Vale ressaltar, no entanto, que quase todos os estudos apontam um aumento do nível salarial médio associado ao aumento do salário mínimo.

Na literatura brasileira, os resultados também são controversos. Macedo e Garcia (1978) refutam a idéia de que o salário mínimo é capaz de determinar os salários de trabalhadores não-qualificados e, ao mesmo tempo, que seja o piso salarial de referência. De outro lado, o trabalho de Souza e Baltar (1979), utilizando dados do DIEESE da indústria automobilística, afirma que o salário mínimo determina de fato a taxa de salários, ou seja, serve como um importante referencial na determinação dos salários. Bacha e Taylor (1978) mostram que o salário mínimo afeta positivamente os níveis de salariais médios no Brasil. O trabalho de Velloso (1990), tendo como base as informações contidas nas PNADs de 1976 a 1986, concluiu que o salário mínimo tem um peso significativo na determinação salarial dos trabalhadores com carteira assinada e não-qualificados, apresentando resultados inconclusivos para os trabalhadores sem carteira assinada.

⁶ Este efeito estaria associado a uma redução do número de horas e de postos de trabalho disponíveis devido ao aumento do nível de salário mínimo.

2.2 Salário mínimo, pobreza e distribuição de renda

Diversos estudos analisaram os impactos distributivos do salário mínimo sobre a renda familiar ⁷. O trabalho de Gramlich (1976) sugere que aumentos no salário mínimo aumentam as taxas salariais médias em torno de duas vezes mais o que seria previsto do impacto direto do aumento para os trabalhadores que ganham apenas o salário mínimo. Grossman (1983), considerando os impactos do aumento do mínimo sobre os salários relativos, encontrou evidências de que um incremento no salário mínimo impacta positivamente nos salários dos trabalhadores melhores qualificados. Já estudo de Jonhson e Browning (1983) concluiu que, mesmo assumindo impacto nulo sobre o desemprego, um aumento no salário mínimo teria pouco efeito sobre a distribuição de renda. Contudo, não há consenso entre estes diferentes trabalhos acerca do modo como o salário mínimo afeta a distribuição de renda familiar através de outros fatores.

Alguns estudos levam em consideração análises pré e pós que trazem à luz, de um modo mais direto, a questão dos impactos de variações dos salários mínimos sobre a renda. Card e Krueger (1995) mostram que o aumento do salário mínimo nos EUA, no período de 1989 a 1991, foi benéfico para as populações do mais baixo *decil* de renda em relação ao mais alto *decil*, em especial nos estados onde os trabalhadores com salário mínimo são mais representativos. Já Burkhauser, Couch e Wittenburg (1996), modificando a análise distributiva de Card e Krueger, concluíram que o salário mínimo não é eficaz quanto a melhorias dos trabalhadores pobres, mesmo considerando um impacto pequeno nos níveis de desemprego e efeito líquido negativo em algumas circunstâncias.

O estudo de Neumark e Wascher (1997) conclui que o efeito líquido resultante dos vários *trade-offs* criados pelo aumento do salário mínimo se aproxima mais de uma redistribuição de renda entre as famí-

⁷ Ver Gramlich (1976), Burkhauser e Finegan (1989), Johnson e Browning (1983), Horrigan e Mincy (1993) e Grossman (1983).

lias de baixa renda do que entre famílias de alta e baixa renda. De forma que um aumento do salário mínimo pode relativamente reduzir a renda das famílias pobres devido ao fato da redução dos níveis de emprego ocorrer em grande parte entre as famílias de baixa renda. O trabalho de Neumark, Schweitzer e Wascher (2000) conclui que os trabalhadores que ganham um salário próximo ao mínimo são afetados negativamente por um incremento, efeito este inexistente para os trabalhadores que ganham mais altos salários. Em paralelo, o trabalho sugere que a subida do salário mínimo beneficia relativamente os trabalhadores sindicalizados em detrimento dos não sindicalizados.

No Brasil, Hoffman (1973) conclui que o salário mínimo está negativamente correlacionado com os indicadores de concentração de renda do trabalho⁸. O estudo de Camargo (1974) mostra que o salário mínimo tem uma relação negativa com a razão de salários de trabalhadores que exercem atividades ligadas à administração e produção. O trabalho de Fajnzylber (2001) sugere que variações no salário mínimo têm efeitos distintos de acordo com a posição relativa dos indivíduos na distribuição salarial. Lemos (2001) conclui que o mínimo tem efeitos positivos sobre a distribuição salarial em todos os *decis*, sendo mais intensos nos *decis* inferiores.

Quanto a impactos na desigualdade de renda, as simulações contidas no trabalho de Reis (1989) sugerem que o impacto de aumentos no salário mínimo teria efeitos inexpressivos quanto estes indicadores. Néri, Gonzaga e Camargo (2001), seguindo a mesma linha, mas contemplando a simulação de trabalhadores fora do setor formal, concluem que um aumento do mínimo reduz a pobreza. Os resultados do estudo de Barros, Corseuil e Cury (2001), através do acompanhamento dos indivíduos amostrados em períodos antes e após reajustes, sugerem

⁸ Para uma revisão do tema no Brasil ver Corseuil e Servo (2002).

uma redução dos níveis de pobreza associada ao aumento do salário mínimo. No entanto, Barros, Corseuil e Cury (2000), usando um modelo de equilíbrio geral, sugerem impactos inexpressivos de um incremento do salário mínimo sobre os níveis de pobreza.

3. MEDIDAS DE BEM-ESTAR

Esta seção definirá algumas medidas de bem-estar tradicionais com uma atenção especial ao índice de Atkinson. Todos os indicadores serão baseados no nível de renda, excluindo-se, portanto, as demais dimensões do bem-estar, como por exemplo: saúde, educação, segurança, saneamento, acesso à cultura e, até mesmo, a felicidade coletiva. Entretanto, o sacrifício destas multi-dimensões será devidamente justificável pela necessidade de resultados empíricos.

Na apresentação de todos os indicadores, y representará a renda; \bar{y} indicará a renda mais alta observada na distribuição; $f(y)$ a densidade; $F(y)$ a sua distribuição; μ a média empírica dos ren-

dimentos; V o seu desvio padrão e $\phi(y) = \frac{1}{\mu} \int_0^y zf(z)dz$ a curva de Lorenz. Desta forma, definem-se:

Coefficiente de Variação: V / μ ;

Desvio Relativo Médio: $\int_0^{\bar{y}} |y / \mu - 1| f(y) dy$;

Coefficiente de Gini: $1/2\mu \int_0^{\bar{y}} [yF(y) - \mu\phi(y)] f(y) dy$;

Logaritmo do Desvio Padrão: $\int_0^{\bar{y}} [\log(y / \mu)]^2 f(y) dy$.

De acordo com Atkinson (1970), a medida do logaritmo do desvio padrão seria preferível em relação às demais medidas, caso se utilize o “critério de Dalton”⁹. Neste mesmo estudo, Atkinson propõe uma medida de bem-estar baseada no nível de renda que vigoraria caso a distribuição fosse igualitária (y_{EDI}), ou seja, o nível de renda *per capita* de uma sociedade onde os rendimentos fossem distribuídos igualmente entre os indivíduos, de modo a gerar nível de bem-estar equivalente ao observado na distribuição atual. Formalmente, tem-se:

$$u(y_{EDI}) \int_0^{\bar{y}} f(y) dy = \int_0^{\bar{y}} u(y) f(y) dy$$

Onde: $u(y)$ é uma função de utilidade individual de Bernoulli. Esta medida é invariante às transformações lineares. Sendo assim, o índice de Atkinson será:

$$A = 1 - \frac{y_{EDI}}{\mu}$$

Considerando um parâmetro de aversão à desigualdade $\varepsilon \geq 0$, a equação acima tornar-se-á:

$$A = 1 - \left(1/n \sum_{i=1}^n (y_i / \mu)^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \varepsilon \neq 1$$
$$1 - \left(\prod_{i=1}^n y_i / \mu \right)^{\frac{1}{n}}, \quad \varepsilon = 1$$

⁹ Ou seja, que a transferência de renda de uma pessoa rica para uma pessoa pobre torne a distribuição resultante preferível à distribuição original.

Ou de forma equivalente:

$$A = 1 - \frac{W_0}{\mu}$$

Sendo W_0 uma função de bem-estar social. O índice é crescente em ε . Neste caso, quanto maior o valor de ε , maior a importância atribuída à renda dos mais pobres. Se $\varepsilon = 0$, então a função de utilidade será linear e a distribuição de renda não afetará o nível de bem-estar ($A = 0$). Em suma, o índice de Atkinson mensura a perda de bem-estar oriunda da desigualdade de renda. Por exemplo, caso $A = 0,1$, a sociedade poderia obter o mesmo nível de bem-estar social com 90% da renda sendo distribuída igualmente. Neste caso, a sociedade se encontraria em um padrão elevado de bem-estar.

4 DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

4.1 Fonte, tratamento e especificação dos dados

A estratégia de estimação envolve a manipulação de variáveis micro e macroeconômicas relacionadas aos 26 estados brasileiros, mais o Distrito Federal, no período compreendido entre 2001 e 2004. Do ponto de vista microeconômico, destacam-se as informações relacionadas à renda familiar e à quantidade, à idade e ao nível educacional dos moradores de cada unidade familiar. Todos estes dados são oriundos da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como base o mês de setembro dos respectivos anos.

No que se refere ao ambiente macroeconômico, selecionaram-se as variáveis estaduais relativas ao Produto Interno Bruto (PIB),

salário mínimo, proporção de pessoas com rendimento até dois salários mínimos e o percentual de pessoas recebendo seguro desemprego¹⁰.

Como o principal objetivo do estudo é verificar o impacto do salário mínimo sobre o nível de bem-estar social, o primeiro passo da estratégia empírica será construir as variáveis dependentes, ou seja, dos índices de bem-estar. Para tanto, utilizam-se as metodologias apresentadas na seção anterior.

Neste contexto, destacam-se as informações relacionadas à renda, logo será necessário esclarecer alguns pontos relativos a esta variável, destacando-se: a) o conceito de renda domiciliar e; b) o ajustamento por tamanho da família. Considerou-se como renda domiciliar a soma de todos os rendimentos recebidos pelos indivíduos residentes no domicílio. Em segundo lugar, aplicou-se um ajustamento por tamanho da família. Tal ajustamento deu-se a partir da seguinte regra: $R_{adj} = R_d / n^\tau$. Onde, R_{adj} é a renda ajustada; R_d a renda domiciliar; n o número de pessoas no domicílio exclusive os “agregados” e; τ a elasticidade com respeito ao tamanho da família. O parâmetro τ está relacionado à existência de economias de escala¹¹. Considerou-se um valor intermediário para a elasticidade ($\tau = 0,5$), seguindo uma orientação de Atkinson, Rainwater e Smeeding (1995)¹².

¹⁰ As variáveis “salário mínimo” e “proporção de pessoas rendimento menor ou igual a dois salários mínimos” serão tratadas em regressões separadas. Esta estratégia será implementada como uma forma de captar o efeito da política do mínimo, do bem-estar de cada estado, dado que, no Brasil, com as exceções do Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e, recentemente, do Paraná, o salário não varia de estado para estado. As demais informações foram obtidas nos endereços eletrônicos do IPEA e do Ministério do Trabalho.

¹¹ Considere dois casos extremos: a) $\tau = 0$ inexistem economias de escala e; b) $\tau = 0$ existem economias de escala, ou seja, é possível que um número infinito de indivíduos possa viver igualmente bem em um dado domicílio.

¹² Convém ressaltar que foram testados outros valores para τ . No entanto, não se observaram grandes mudanças nos resultados.

Todos os valores nominais foram deflacionados a partir do procedimento sugerido por Corseuil e Foguel (2002)¹³. Foram excluídas as rendas negativas e iguais a zero, pois o cálculo do índice de Atkinson necessita que o vetor de dados seja estritamente positivo. Outra característica relacionada à inferência deste indicador diz respeito a sua sensibilidade a valores muito próximos a zero, principalmente quando o parâmetro de aversão à desigualdade situa-se no intervalo $1 \leq \varepsilon \leq 3$. Golan, Perloff e Wu (2001) destacam que mesmo um pequeno número de observações com esta característica possui uma forte influência sobre o índice. Por conta disso, as rendas quase-zero foram eliminadas da amostra. O método de exclusão baseou-se na estatística proposta por Cowell e Victoria-Feser (1996), ou seja:

$$IF(x, y) = \frac{x^\alpha + \sum_{i=1}^n w_i \frac{y_i^\alpha}{n} \left(\alpha - 1 - \frac{\alpha x}{\mu(y)} \right)}{(\alpha^2 - \alpha) \mu(y)^\alpha}$$

onde IF representa a função de influência dos dados sobre a medida de Atkinson. A variável y representa o vetor de renda, w o peso da observação, x a renda mais baixa observada na distribuição e $\alpha = 1 - \varepsilon$. Os valores de x associados a uma IF superior a 10% foram excluídos.

A Tabela A.1, em anexo, sintetiza um dos resultados do processo de exclusão, ou seja, aquele referente ao ano de 2001 com um $\varepsilon = 2$. Deve-se ressaltar que não foram observadas mudanças expressivas nem em relação à consideração de outros valores para ε , nem para os demais anos da amostra¹⁴. Em média, esta exclusão não ultrapassou o percentual de 0,008% da amostra em cada ε considerado, valor igual ao observado para a amostra da Tabela A.1. O ponto de truncagem mínimo foi de R\$ 22,00, referente ao estado do Maranhão, já o valor máximo, R\$ 85,00, refere-se ao Distrito Federal. A menor porcentagem

¹³ Expressos em Reais de janeiro de 2005.

¹⁴ As tabelas completas encontram-se com os autores.

de famílias excluídas foi observada no Maranhão (0,002%), enquanto a maior foi a do Piauí (0,23%).

Feito isto, partiu-se para a estimação dos índices de bem-estar.

O indicador de Atkinson foi calculado para os $\varepsilon = 0,1; 0,5; 1; 2$ e $2,5$. As outras variáveis dependentes serão o coeficiente de variação, o desvio médio relativo, o índice de Gini e o logaritmo do desvio padrão.

As variáveis explicativas são compostas de variáveis macroeconômicas estaduais, como: o PIB em bilhões; percentual de pessoas recebendo o seguro desemprego. E ainda, o salário mínimo, a proporção estadual de: pessoas recebendo até dois salários mínimos; mulheres chefes de família; famílias com pelo menos um adulto com curso superior e; grupos de idade (<18, 18-29, 29-65, >65). As estatísticas descritivas relacionadas ao painel de dados (2001-2004) encontram-se na Tabela A.2, em anexo.

Outro ponto de destaque refere-se ao nível de associação entre as variáveis dependentes (índices de desigualdade). Em geral, observou-se que, na medida em que o parâmetro de aversão à desigualdade cresce, os índices de Atkinson e o índice de Gini passam a apresentar uma correlação muito próxima a um. Este tipo de comportamento também é observado entre os indicadores de Atkinson e o desvio médio relativo e o logaritmo do desvio padrão. O índice com o menor nível de associação com as outras variáveis dependentes é o coeficiente de variação (ver Tabela A.7).

4.2 Estratégia Empírica

O modelo econométrico envolve a estimação de um painel de dados tendo como variável dependente o índice de bem-estar W_{it}^j (com j = coeficiente de variação, desvio médio relativo, índice de Gini, índice de Atkinson e o logaritmo do desvio padrão), e como variáveis explicativas o salário mínimo (SM); PIB; percentual de pessoas que receberam seguro desemprego (SD); anos de estudo (EDU); mais seis variáveis demográficas expressas em termos percentuais, sendo elas: proporção de famílias com pelo menos um adulto com curso superior

(Z^1); percentual de mulheres chefes de família (Z^2); as três variáveis relacionadas aos grupos de idade e, por fim, o tamanho médio das famílias. Matematicamente, cada regressão poderá ser representada por:

$$W_{it}^j = \theta_0 + \theta_1 SM_{it} + \theta_2 PIB_{it} + \theta_3 SD_{it} + \theta_4 EDU_{it} + \sum_{n=1}^6 \beta_n Z_{it}^n + \zeta_{it} \quad [4.1]$$

Onde ζ_{it} denota o termo de erro.

Deve-se destacar que a maioria das variáveis dependentes apresenta “limitações”. Por exemplo, os índices de Gini e de Atkinson só variam no intervalo [0,1]. Por conta disso, este estudo optou pela inferência Painel-Tobit. De acordo com Harris, Macquarie e Siouclis (2000), a estimação (4.1), na presença de variáveis limitadas, pode ser descrita, genericamente, por:

$$y_{it}^* = \beta' x_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

$$u_{it} = v_i + \xi_{it} \quad \text{com } v_i \sim IIN(0, \sigma_v^2) \text{ e } \xi_{it} \sim IIN(0, \sigma_\xi^2)$$

Com a variável dependente assumindo o valor $y_{it} = y_{it}^*$ se $y_{it}^* > 0$ e zero caso contrário. A solução para a inferência dependerá de um processo de maximização não-linear descrito pelo seguinte função de verossimilhança para a unidade “ i ”:

$$L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ \prod_{t=1}^T \left[\frac{1}{\sigma_\xi} \eta \left(\frac{y_{it} - \beta' x_{it} - v_i}{\sigma_\xi} \right) \right]^{d_{it}} \left[\Phi \left(\frac{-\beta' x_{it} - v_i}{\sigma_\xi} \right) \right]^{1-d_{it}} f(v_i, \sigma_i) dv_i \right\} \quad [4.2]$$

Onde $\eta(\bullet)$ e $\Phi(\bullet)$ representam, respectivamente, a função densidade de probabilidade e a função de distribuição acumulada para uma distri-

buição Normal padrão; $f(v_i, \sigma_i)$ representa uma distribuição Normal e; d_{it} é uma variável que assume valor um quando o dado encontra-se dentro do limite e zero caso contrário. Feito isto, a função de verossimilhança para os N indivíduos será:

$$\ell = \sum_{i=1}^N \ln(L_i) \quad [4.3]$$

Segundo Bruno (2004), a literatura econométrica propõe duas soluções para (4.3) na presença de linearidade: efeitos fixos e aleatórios. Entretanto, na presença de não-linearidade, o problema torna-se mais complexo, sendo necessário considerar apenas os efeitos aleatórios, devido a sua característica mais parcimoniosa. Além do mais, o processo de maximização de (4.3) não possui uma forma “fechada”, sendo necessária a consideração dos métodos de maximização numérica, mais especificamente, pelo método de Gauss-Hermite, sugerido por Butler e Moffit (1982)¹⁵.

5 RESULTADOS

O objetivo central da análise deste tópico é de verificar se as variáveis mostradas na equação (4.1) aumentam ou reduzem as várias medidas de bem-estar. As Tabelas A.4 e A.5 resumem as estimações, tendo como variável dependente as medidas tradicionais de desigualdade e os índices de Atkinson para $\varepsilon = 0,1; 0,5; 1; 2$ e $2,5$. Vale ressaltar que o sinal positivo do coeficiente indica que um aumento na variável correspondente reduz o bem-estar e a igualdade, enquanto que o coeficiente negativo tem efeito inverso. Os índices de Gini e Atkinson

¹⁵ Para uma visão geral dos métodos de maximização numérica, ver o capítulo 5 de Frery e Cribari-Neto (2005).

variam entre 0 e 1, onde 1 indica completa desigualdade. As outras três medidas apresentadas referem-se à distância entre a distribuição da renda real e a distribuição uniforme, logo os coeficientes não-negativos aumentam a desigualdade.

5.1 Bem-estar e Salário Mínimo

Os resultados, mostrado na Tabela A.4, indicam um sinal positivo para o coeficiente que capta o efeito do salário mínimo sobre o bem-estar em todas as regressões. Os coeficientes referentes ao valor do salário mínimo real não apresentaram significância estatística nas regressões onde as variáveis dependentes são DP e nos índices de Atkinson com ε iguais a 1, 2 e 2,5. Este resultado sugere que, mantido as demais variáveis explicativas constantes, um aumento no salário mínimo impacta negativamente quanto ao bem-estar e à igualdade de renda. A Figura A.1 ilustra o comportamento dos coeficientes da regressão em relação ao índice de Atkinson. À medida que cresce a importância dada às camadas mais baixas de renda, ou seja, maior o valor de ε , maior o coeficiente relativo ao salário mínimo. No entanto, esta tendência é revertida para valores de ε superiores a um.

Este resultado indica que a política de salário mínimo, ao contrário do que se espera, gera perdas de bem-estar principalmente para as camadas mais pobres da população. Neri (2006), por exemplo, sugere que o governo deveria abandonar a política do mínimo, concentrando seus esforços nos demais programas sociais, como o Bolsa Família.

Dentre as demais variáveis, vale destacar anos de estudo (educação) que apresenta um coeficiente negativo significativo a 5% em todas as regressões, exceto na que apresenta DP como variável dependente. O resultado sugere que anos de estudo contribui para o aumento do bem-estar e, por conseguinte, para a redução da desigualdade de renda. No entanto, a variável “nível superior”, ou seja, famílias com pelo menos um adulto com curso superior, apresenta um sinal positivo significativo em quase todas as regressões exceto na que apresenta como variável dependente o coeficiente de variância (CV). Os estudos de Menezes-Filho *et al.* (2006) e Figueirêdo, Netto Junior e Pôrto

Junior (2007) já haviam destacado esta característica. Para estes autores, a composição educacional brasileira contribui para um aumento da desigualdade no curto-prazo, entretanto, espera-se uma reversão deste quadro em um futuro próximo.

A variável “mulher chefe de família” apresenta um coeficiente positivo significativo a 5% em todas as regressões, exceto nas que apresentam como variáveis dependentes DP e CV. Tal resultado indica que um aumento da proporção de famílias tendo mulheres como chefe afeta negativamente o bem-estar.

Um outro resultado relevante refere-se a variável “proporção de indivíduos na faixa etária entre 18 e 29 anos”. O sinal do coeficiente desta variável é negativo em todas as regressões, não apresentando significância estatísticas apenas nas regressões CV, $A_{(0,1)}$, $A_{(2)}$ e $A_{(2,5)}$. O resultado sugere que um aumento na proporção de indivíduos na citada faixa etária aumenta o bem-estar dos estados brasileiros. As variáveis proporção de indivíduos com idade abaixo de 18 anos, seguro desemprego, indivíduos com idade superior a 65 anos e tamanho da família não apresentaram significância estatística em nenhuma das regressões. A variável PIB apresenta sinal positivo em todas as regressões, no entanto, apenas na primeira regressão, CV, tem significância estatística. Este resultado sugere que um incremento do PIB reduz bem-estar.

5.2 Proporção de trabalhadores que ganham até dois salários mínimos

A Tabela A.5 mostra os resultados da estimação com uma diferença em relação a anterior, o salário mínimo real é substituído pela proporção de indivíduos que ganham até dois salários mínimos. O coeficiente desta variável apresentou sinal positivo, reforçando os resultados anteriores, sendo estatisticamente significativo em todas as regressões tendo os índices de Atkinson como variável dependente. Observando a Figura A.2, nota-se que coeficiente aumenta quando são alterados os pesos de modo a dar maior importância às faixas de trabalhadores de mais baixa renda. Em outras palavras, os coeficientes têm um peso maior na medida em que os índices de Atkinson dão uma importância maior aos trabalhadores mais pobres.

A variável educação, assim como nas regressões anteriores, apresenta significância estatística e o mesmo sinal em quase todas as regressões, exceto em DP, CV e $A_{(2,5)}$. Os coeficientes da variável 18-29 anos apresentaram significância estatística em todas as regressões, exceto CV, confirmando os resultados da subseção 5.1. As demais variáveis que não apresentaram significância estatística na subseção anterior continuaram a não apresentar nessas últimas estimações.

5.3 Quatro momentos da distribuição de renda

Com o intuito de verificar a confiabilidade dos resultados foram realizadas estimações com o objetivo de avaliar os impactos das variáveis analisadas sobre os primeiros quatro momentos da distribuição¹⁶. Examinando como as variáveis afetam os primeiros quatro momentos pode-se melhor compreender seus efeitos sobre as medidas de bem-estar aqui apresentadas.

Segundo os resultados da Tabela A.6, o salário mínimo real tem efeito positivo sobre o primeiro momento da distribuição de renda, ou seja, contribui para o aumento da média salarial. No entanto, os sinais positivos da variância, assimetria e curtose indicam que o salário mínimo aumenta a dispersão salarial (segundo momento), alonga a cauda da distribuição (terceiro momento) e a torna mais achatada (quarto momento). Vale ressaltar que apresentaram significância estatística os coeficientes referentes ao primeiro e ao segundo momento. A única variável que apresentou significância estatística nos quatro momentos foi o PIB. O resultado indica que este tem um impacto positivo sobre os quatro momentos da distribuição, ou seja, um incremento deste eleva a média e a variância da distribuição, aumentando sua cauda e tornando-a mais achatada.

A Tabela A.7 mostra as mesmas regressões com a variável salário mínimo substituída pela proporção de indivíduos com salário abaixo de dois mínimos. Neste conjunto de regressões, a proporção de trabalhadores apresenta um sinal positivo no primeiro momento, ou seja, o

¹⁶ Média, variância, assimetria e curtose.

aumento desta variável contribui para a redução da média. Os demais momentos não apresentam significância estatística. Os resultados referentes ao PIB sugerem que um aumento deste distancia ainda mais a distribuição uniforme da real.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente estudo é o de analisar as relações entre o salário mínimo e os diversos indicadores de bem-estar. Os resultados sugerem que o salário mínimo reduziu o bem-estar dos estados brasileiros no período de estudo. Quando considerado em termos de proporção de trabalhadores com vencimentos até dois salários mínimos, os resultados, sobretudo no tocante aos índices de Atkinson, mostram uma tendência de perda de bem-estar mais intensa quando atribuídos pesos maiores aos estratos mais baixos de renda.

Os coeficientes da variável educação apresentaram sinais negativos significativos em quase todas as regressões, indicando que quanto maior os anos de estudo da população maior será o bem-estar dos estados brasileiros e, portanto, redução de desigualdade. No entanto, os coeficientes correspondentes à variável família com pelo menos um adulto com curso superior apresentam um sinal positivo significativo em quase todas as regressões, sugerindo um aumento da desigualdade oriunda dessa variável.

O aumento da proporção de mulheres como chefe de família contribui negativamente quanto ao bem-estar dos estados, resultado este significativo em quase todas as regressões. O outro resultado expressivo refere-se à variável proporção de pessoas na faixa etária de 18-29 anos. Esta variável apresentou coeficiente negativo sugerindo que um aumento da população nessa faixa etária contribui positivamente quando ao bem-estar nos estados brasileiros.

Já o coeficiente da variável família com ao menos um adulto com curso superior tem uma relação negativa com os indicadores de bem-estar e apresentou significância estatística em quase todas as regressões.

REFERÊNCIAS

ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. N. **Minimum wage and employment in France and the United States**. NBER Working Paper No.6996, 1999.

ATKINSON, Anthony B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, 1970.

ATKINSON, Anthony B.; RAINWATER, L.; SMEEDING, T. **Income distribution in OECD countries: evidence from the Luxembourg income study (LIS)**. Organization of Economic Co-operation and Development. 1995.

BACHA, E.; TAYLOR, L. Brazilian income distribution in the 60's: Facts, model results and controversy. **Journal of Development Studies**, 1978, n. 14.

BARROS, R. P. de, CORSEUIL, C. H., CURY, S. Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, 2000.

BARROS, R. P., CORSEUIL, C. H., FOGUEL, M. N., LEITE, P. G. Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. **Economia**, v. 2, n. 1, 2001.

BRUNO, G. **Limited Dependent Panel Data Models: A comparative analysis of classical and bayesian inference among econometric packages**. Working Paper Bank of Italy Research Department. 2004.

BUTLER, J.; MOFFIT, R. A computationally efficient quadrature procedure for the one factor multinomial probit model. **Econometrica**, v. 50, 1982.

José Luis da Silva Netto Junior; Erik Alencar de Figueirêdo

BURKHAUSER, R. V.; FINEGAN, A. T. The Minimum Wage and the poor: the end of a relationship. **Journal of Policy Analysis and Management**, n. 8, v.1, 1989.

BURKHAUSER, R. V.; COUCH, K. A.; WITTENBURG, D. C. Who gets what? From Minimum Wage Hikes: A Reestimation of Card and Krueger's Distributional Analysis in 'Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage'. **Industrial and Labor Relations Reviews**, n. 49, v. 3, 1996.

CAMARGO, J. **Minimum wage in Brazil**: theory, policy and empirical evidence. Rio de Janeiro: PUC, 1984 (Texto para Discussão, 67).

CARD, D., KRUEGER, A. B. Minimum wages and employment: a case study of the fastfood industry in New Jersey and Pennsylvania. **American Economic Review**, v. 84, n. 4, 1994.

CARD, D., KRUEGER, A. B. **Myth and Measurement**: the New Economics of the Minimum Wage. Princeton University Press, 1995.

CARD, D., KRUEGER, A. B. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. **American Economic Review**, n. 84, v. 4, 2000.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. **Mercado de Trabalho-Conjuntura e Análise**, v. 1, n. 19, 2002.

CORSEUIL, C. H., SERVO, L. M. S. **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil**: uma resenha da literatura. Ipea, 2002 (Texto para Discussão, 880).

COWELL, Frank A.; VITORIA-FESER, Maria-Pia. Robustness properties of inequality measures. **Econometrica**, v. 64, n. 1, 1996.

CURRIE, J.; FALLICK, B. C. The Minimum Wage and the Employment of Youth: Evidence from the NLSY. **Journal of Human Resource**, v. 31, n. 2, 1996.

DINARDO, J., FORTIN, N., LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distributions of wages, 1973-92; a semi-parametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, 1996.

FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors**. Cedeplar-UFMG, 2001 (Texto para Discussão, 151).

FIGUEIRÊDO, Erik A. de; NETTO JUNIOR, José L. da S.; PÔRTO JUNIOR, Sabino da S. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 1, 2007.

FRERY, A.; CRIBARI-NETO, F. **Elementos de estatística computacional usando plataformas de software livre/gratuito**. IMPA: Publicações Matemáticas, 2005.

GOLAN, A.; PERLOFF, Jeffrey M.; WU, X. **Welfare effects of minimum wage and other government policies**. University of California: Working paper, 2001.

GRAMLICH, E. M. **Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment, and Family Incomes**. Brookings Papers Economic Activity, v. 2, 1976.

GROSSMAN, J. B. The Impact of the Minimum Wage on Other Wages. **Journal of Human Resources**, n. 18, v. 3, 1983.

HARRIS, M.; MACQUARIE, L.; SIOUCLIS, A. **A comparison of alternative estimators for binary panel probit models**. Working Paper 3/00, Melbourne Institute, Melbourne Australia, 2000.

José Luis da Silva Netto Junior; Erik Alencar de Figueirêdo

HOFFMANN, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição de renda no Brasil. **Revista de Administração de Empresas**, v. 13, n. 4, 1973.

HORRIGAN, M. W.; MINCY, R. B. The Minimum Wage and Earnings and Income Inequality. In: DANZIGERAND, S.; GOTTSCHALK, P. Eds. **Uneven Tides: Rising Inequality in America**. New York: Russel Sage Foundation, 1993.

JOHNSON, W. R.; BROWNING, E. K. The Distributional and Efficiency Effects of Increasing the Minimum Wages: A Simulation. **American Economic Review**, v. 73, n. 1, 1983.

LEE, D. S. Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage? **Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 3, 1999.

LEMOS, S. **The effects of minimum wages on wages and employment in Brazil**: a menu of minimum wage variables. London: University College of London, 2001.

MACEDO, R. B., GARCIA, M. E. **Observações sobre a política brasileira de salário mínimo**. IPE/USP, 1978 (Texto para Discussão, 27).

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising Human Capital but Constant Inequality: The Education Composition Effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, n. 4, 2006.

NERI, M. **Desigualdade, estabilidade e bem-estar social**. EPGE-FGV: Ensaio Econômicos, n. 637, 2006.

NERI, M., GONZAGA, G.; CAMARGO, J. Salário mínimo, efeito farol e pobreza. **Revista de Economia Política**, v. 21, n. 2, 2001.

NEWMARK, D.; WASCHER, W. M. **Do Minimum Wages Fight Poverty?** NBER Working Paper No.627, 1997.

NEWMARK, D.; WASCHER, W. M. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. **American Economic Review**, n. 90, v. 5, 2000.

NEWMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. M. **The Effects of Minimum Wages Throughout the Wage Distribution.** NBER Working Paper No.759, 2000.

REIS, J. Salário mínimo e distribuição de renda. **Perspectiva da Economia Brasileira**, Rio de Janeiro: IPEA, 1989.

SOUZA, P. R., BALTAR, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 9, n. 3, 1979.

VELLOSO, R. Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n. 3, 1990.

Anexos

Tabela A.1: Estatísticas relacionadas à análise de sensibilidade

	Mínimo	Mediana	Média	Máximo
Ponto de truncagem	22	41	41	85
Número de famílias excluídas	4	28	20	81
Porcentagem de famílias excluídas	0,002	0,007	0,008	0,023

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela A.2: Estatísticas Descritivas 2001-2004

Variáveis	Unidade	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Salário Mínimo	Percentual	2.5197	0.2268	2.3186	3.5547
PIB Seguro	Bilhões	0.0429	0.0734	0.0011	0.3728
desemprego	Percentual	0.0223	0.0084	0.0084	0.0419
Educação	Percentual	5.9387	0.8280	4.1800	7.8300
Mulher Chefe	Percentual	0.0711	0.0123	0.0500	0.1100
Idade < 18	Percentual	0.3604	0.0415	0.2700	0.4500
Idade 18-29	Percentual	0.2198	0.0393	0.2900	0.4400
Idade > 60	Percentual	0.0562	0.0153	0.0200	0.100
Nível Superior	Percentual	0.0348	0.0176	0.0100	0.100
Tamanho da Família	Média	4.1818	0.3829	3.5400	5.3700

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela A.3: Coeficiente de Correlação entre as Variáveis Dependentes

	DM	CV	DP	Gini	Atk1	Atk2	Atk3	Atk4	Atk5
DM	1.0000								
CV	0.6006	1.0000							
DP	0.8638	0.2910	1.0000						
Gini	0.9870	0.6362	0.8663	1.0000					
Atk1	0.8878	0.7751	0.6403	0.9017	1.0000				
Atk2	0.9706	0.7202	0.8114	0.9806	0.9238	1.0000			
Atk3	0.9784	0.6074	0.9031	0.9877	0.8767	0.9767	1.0000		
Atk4	0.9129	0.4806	0.9623	0.9274	0.7638	0.9017	0.9561	1.0000	
Atk5	0.8284	0.4703	0.9067	0.8448	0.6869	0.8270	0.8809	0.9651	1.0000

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA A.4: Regressões relacionadas aos índices de bem-estar.

	CV	DM	Gini	DP	A _(0,1)	A _(0,5)	A ₍₁₎	A ₍₂₎	A _(2,5)
Constante	2.6943 (1.9449)	0.7275*** (0.1803)	0.9421*** (0.2094)	1.6012*** (0.4290)	0.1483*** (0.0543)	0.5703*** (0.1893)	0.9315*** (0.2676)	1.1245*** (0.3056)	0.9845*** (0.3176)
Salário Mínimo	0.2141* (0.1154)	0.0194** (0.0097)	0.0244** (0.0115)	0.0183 (0.0206)	0.0060** (0.0030)	0.0193** (0.0106)	0.0213 (0.0149)	0.0137 (0.0170)	0.0143 (0.0178)
PIB	0.8760* (0.4732)	0.0495 (0.0501)	0.0612 (0.0587)	0.0902 (0.1095)	0.0110 (0.0147)	0.0455 (0.0527)	0.0604 (0.0713)	0.0663 (0.0810)	0.0794 (0.0852)
Seguro desemprego	1.3629 (6.7029)	0.6255 (0.6135)	0.4634 (0.7275)	1.5723 (1.5535)	-0.0120 (0.1876)	0.4636 (0.6546)	0.8758 (0.9094)	1.0184 (1.0447)	1.2400 (1.1027)
Educação	-0.3063*** (0.0779)	-0.0307*** (0.0081)	-0.0360*** (0.0093)	-0.0334 (0.0255)	-0.0094*** (0.0023)	-0.0353*** (0.0085)	-0.0465*** (0.0120)	-0.0420*** (0.0146)	-0.0372** (0.0147)
Nível superior	3.2951 (2.4697)	0.9944*** (0.2629)	1.1354*** (0.3060)	1.9245** (0.7453)	0.2609*** (0.0735)	0.9900*** (0.2754)	1.5201*** (0.4124)	1.5852*** (0.5091)	1.2652*** (0.4828)
Mulher Chefe	0.7616 (2.5803)	0.6936*** (0.2526)	0.7480** (0.2929)	1.3716* (0.7568)	0.1381** (0.0717)	0.6890*** (0.2556)	1.0746*** (0.3743)	1.2309*** (0.4695)	0.9996** (0.4733)
Idade < 18	-0.1543 (2.2423)	-0.1586 (0.1949)	-0.2171 (0.2313)	-0.1698 (0.4913)	-0.0359 (0.0609)	-0.2069 (0.2107)	-0.2900 (0.2990)	-0.0685 (0.3534)	0.2562 (0.3686)
Idade 18-29	-0.1430 (2.8318)	-0.5654** (0.2550)	-0.6613*** (0.3006)	-1.4830** (0.5873)	-0.1262 (0.0781)	-0.5005** (0.2716)	-0.8627*** (0.3814)	-0.9594 (0.4379)	-0.6790 (0.4591)
Idade > 65	-1.2974 (3.1181)	-0.2793 (0.2859)	-0.3370 (0.3374)	-0.6784 (0.6240)	-0.0382 (0.0870)	-0.2909 (0.3056)	-0.3867 (0.4220)	-0.4468 (0.4843)	-0.5022 (0.5107)
Tam. da Família	0.0319 (0.1670)	-0.0038 (0.0164)	-0.0054 (0.0191)	-0.0215 (0.0363)	-0.0022 (0.0049)	0.0014 (0.0172)	-0.0060 (0.0236)	-0.0223 (0.0269)	-0.0270 (0.0286)

Fonte: Dados da pesquisa. (***) e (**) denotam a significância estatística a 1%, 5% e 10%.

TABELA A.5: Regressões relacionadas aos índices de bem-estar.

	CV	DM	Gini	DP	$A_{(0,1)}$	$A_{(0,5)}$	$A_{(1)}$	$A_{(2)}$	$A_{(2,5)}$
Constante	2.1101 (1.9086)	0.7358*** (0.1714)	0.9312*** (0.2024)	1.6382*** (0.4275)	0.1412*** (0.0525)	0.5523*** (0.1823)	0.9268*** (0.2535)	1.1117*** (0.2898)	0.9545*** (0.3054)
Proporção < 2 SM	0.7495 (0.4662)	0.0717 (0.0443)	0.0803 (0.0522)	0.0507 (0.1144)	0.0256* (0.0131)	0.0818* (0.0461)	0.1075* (0.0647)	0.1283* (0.0730)	0.1627** (0.0751)
PIB	1.0307** (0.4655)	0.0582 (0.0457)	0.0704 (0.0540)	0.0930 (0.1119)	0.0162 (0.0136)	0.0591 (0.0484)	0.0772 (0.0643)	0.0900 (0.0738)	0.1194 (0.0812)
Seguro desemprego	2.0911 (6.8663)	0.7438 (0.6222)	0.5767 (0.7403)	1.7557 (1.6055)	0.0462 (0.1911)	0.6458 (0.6649)	1.2061 (0.9237)	1.5886 (1.0593)	1.9174* (1.1077)
Educação	-0.2032 (0.0914)	-0.0249*** (0.0082)	-0.0291*** (0.0097)	-0.0340 (0.0218)	-0.0067*** (0.0025)	-0.0278*** (0.0088)	-0.0374*** (0.0120)	-0.0317*** (0.0140)	-0.0219 (0.0151)
Nível superior	3.7785 (2.3828)	1.1689*** (0.2426)	1.3300*** (0.2878)	2.1720*** (0.8651)	0.2937*** (0.0686)	1.1475*** (0.2564)	1.7588*** (0.3634)	1.8124*** (0.4372)	1.4128*** (0.4384)
Mulher Chefe	-0.6855 (2.7435)	0.6831*** (0.2453)	0.7314** (0.2907)	1.5011** (0.7100)	0.1018 (0.0743)	0.6047** (0.2584)	1.0069*** (0.3619)	1.1410*** (0.4371)	0.7851* (0.4643)
Idade < 18	0.0166 (2.2295)	-0.2000 (0.1988)	-0.2430 (0.2351)	-0.2501 (0.5209)	-0.0448 (0.0609)	-0.2420 (0.2116)	-0.3642 (0.2962)	-0.1997 (0.3429)	0.0996 (0.3587)
Idade 18-29	0.2123 (2.7695)	-0.5895** (0.2542)	-0.6564** (0.2991)	-1.4919** (0.6266)	-0.1296* (0.0769)	-0.5133* (0.2674)	-0.9310** (0.3742)	-1.0808** (0.4241)	-0.8208* (0.4447)
Idade > 65	-1.6169 (3.1485)	-0.3391 (0.2841)	-0.3885 (0.3382)	-0.7551 (0.6562)	-0.0611 (0.0875)	-0.3533 (0.3066)	-0.4901 (0.4173)	-0.6253 (0.4779)	0.7708 (0.5089)
Tam. da Família	0.0212 (0.1613)	-0.0081 (0.0154)	-0.0089 (0.0180)	-0.0223 (0.0361)	-0.0030 (0.0046)	-0.0008 (0.0161)	-0.0094 (0.0219)	-0.0233 (0.0249)	-0.0283 (0.0270)
Wald	56.03	75.83	74.01	45.83	79.08	77.28	77.17	66.99	57.32

Tabela A.6: Regressões relacionadas aos momentos da distribuição da Renda.

	Média	Variância	Assimetria	Curtose
Constante	0.1542* (0.0855)	0.0149** (0.0066)	0.3692 (3.9465)	12.1486 (25.6257)
Salário mínimo	0.0130*** (0.0048)	0.0008** (0.0003)	0.2676 (0.2397)	1.0875 (1.5566)
PIB	0.0400* (0.0228)	0.0039** (0.0015)	3.9604*** (0.8123)	30.4917*** (5.2748)
Seguro desemprego	0.9617*** (0.3058)	0.0504** (0.0225)	4.9563 (13.1548)	53.1976 (85.4183)
Educação	0.0110*** (0.0035)	0.0001 (0.0002)	-0.1797 (0.1463)	-0.6528 (0.9504)
Nível superior	0.6437*** (0.1238)	0.0436*** (0.0085)	-3.0239 (4.6900)	-9.7758 (30.4537)
Mulher chefe	-0.0129 (0.1154)	-0.0066 (0.0089)	-7.3840 (5.0772)	-37.6543 (32.9680)
Idade < 18	-0.1709* (0.0971)	-0.0112 (0.0077)	2.8115 (4.7250)	9.2196 (30.6807)
Idade 18-29	-0.3436*** (0.1279)	-0.0324*** (0.0096)	2.4709 (5.6932)	-13.2208 (36.9678)
Idade > 65	-0.3795*** (0.1388)	-0.0090 (0.0105)	-3.4562 (6.1735)	-16.7289 (40.0864)
Tam. da família	-0.0030 (0.0078)	-0.0004 (0.0005)	-0.1328 (0.3068)	-1.5566 (1.9923)
Wald	290.62	111.61	35.10	42.28

Fonte: Dados da pesquisa. (***), (**) e (*) denotam a significância estatística a 1%, 5% e 10%.

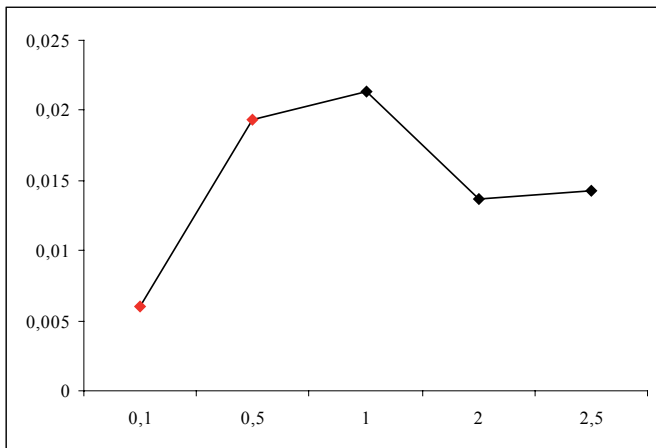
Tabela A.7: Regressões relacionadas aos momentos da distribuição da Renda.

	Média	Variância	Assimetria	Curtose
Constante	0.1353* (0.0807)	0.0130* (0.0066)	-0.6235 (3.9054)	7.8710 (25.2911)
Proporção SM	-0.1036*** (0.0193)	-0.0015 (0.0016)	0.6892 (0.9471)	3.6290 (6.1334)
PIB	0.0139 (0.0270)	0.0032 (0.0015)	4.0436*** (0.8550)	31.0752*** (5.5372)
Seguro desemprego	0.1676 (0.2936)	0.0256 (0.0239)	4.5910 (13.9557)	57.3099 (90.3756)
Educação	0.0010 (0.0038)	-0.0000 (0.0003)	-0.0621 (0.1803)	-0.0787 (1.1682)
Nível superior	0.6013*** (0.2017)	0.0463 (0.0086)	-2.7458 (4.6951)	-9.0156 (30.4055)
Mulher chefe	0.2095 (0.1258)	-0.0015 (0.0095)	-8.3882 (5.4351)	-43.4218 (35.1974)
Idade < 18	-0.0106 (0.0906)	-0.0061 (0.0078)	3.6846 (4.6322)	12.2622 (29.9980)
Idade 18-29	-0.0902 (0.1273)	-0.0241** (0.0097)	3.3922 (5.6140)	-10.6429 (36.3557)
Idade > 65	-0.1735 (0.1405)	-0.0026 (0.0108)	-2.8714 (6.1848)	-15.5796 (40.0521)
Tam. da família	0.0008 (0.0075)	-0.0003 (0.0005)	-0.1466 (0.3102)	-1.6487 (2.0089)
Wald	288.54	107.99	34.15	42.09

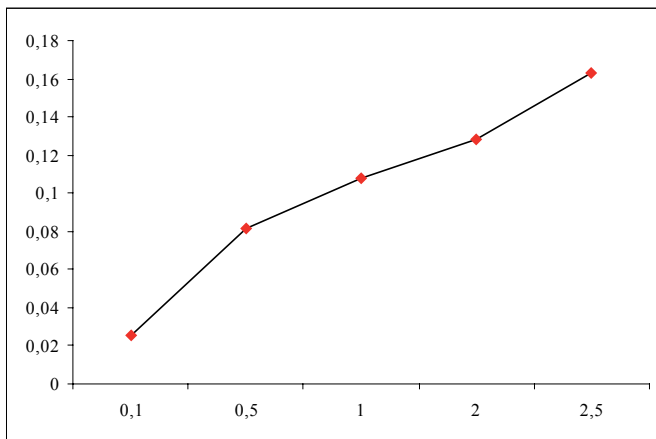
Fonte: Dados da pesquisa. (***), (**) e (*) denotam a significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Figuras A.1 e A.2: Comportamento dos Coeficientes da Regressão em Relação ao Índice de Atkinson

Salário Mínimo



Proporção de Pessoas recebendo até dois salários mínimos



Nota: Pontos em vermelho denotam a significância estatística.