

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE  
Fundação Getúlio Vargas

## Ensaio sobre Políticas Públicas e Renda no Brasil

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da  
Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título  
de Doutor em Economia

Aluno: Rodrigo Leandro de Moura

Professor Orientador: Carlos Eugênio Ellery Lustosa da Costa

Rio de Janeiro  
2007

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE  
Fundação Getúlio Vargas

## Ensaio sobre Políticas Públicas e Renda no Brasil

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da  
Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título  
de Doutor em Economia

Aluno: Rodrigo Leandro de Moura

Banca Examinadora:

Carlos Eugênio Ellery Lustosa da Costa (Orientador, EPGE/FGV)

Walter Belluzzo Júnior. (FEA-RP/USP)

Fernando Holanda Barbosa Filho (IBRE/FGV)

Marcelo Côrtes Neri (CPS/FGV e EPGE/FGV)

Luís Henrique Bertolino Braidó (EPGE/FGV)

Rio de Janeiro

2007

# Agradecimentos

Agradeço,

Em primeiro lugar, a Deus, Senhor e Salvador da minha vida e da minha esposa. Sem Ele não chegaríamos até aqui, Ele que nos sustenta, nos guarda e comanda nossa vida:

*"Deveras me apliquei a todas estas coisas para claramente entender tudo isto: que os justos, e os sábios, e os seus feitos estão nas mãos de Deus; e, se é amor ou se é ódio que está à sua espera, não o sabe o homem. Tudo lhe está oculto no futuro"*(Eclesiastes 9.1);

A minha mulher, Maria Fernanda, que além de esposa, é minha melhor amiga e companheira, me ama todos os dias e sempre está ao meu lado;

A minha família toda, principalmente meus pais, que me amam e sempre procuraram me dar uma excelente educação;

Ao meu orientador de Doutorado, Carlos Eugênio, que me orientou e me incentivou na elaboração da tese, o que me propiciou um grande amadurecimento em termos de análise teórica e empírica;

Ao meu orientador de Mestrado, Marcelo Néri, que me orientou e propiciou uma aprendizagem enorme na análise empírica de diversas questões de Economia do Trabalho referentes ao país;

A todos os colegas da EPGE, pela amizade, companheirismo e pelas externalidades positivas que geraram em um ambiente acadêmico de alto nível;

A todos os amigos, os quais me apoiaram e me ajudaram nessa caminhada;

Aos professores da EPGE, pelo ensino e formação de qualidade que me propiciaram;

E aos funcionários da EPGE pelo apoio, amizade e ajuda.

# Sumário

Lista de Tabelas	v
Lista de Figuras, Gráficos e Painéis	viii
Introdução	1
Capítulo 1 - <i>Testando as Hipóteses do Modelo de Mincer para o Brasil</i>	3
Capítulo 2 - <i>Impactos da Previdência na Distribuição de Renda: Uma Análise Contrafactual para o Brasil</i>	43
Capítulo 3 - <i>Efetividade do "Salário Mínimo Estadual": Uma Análise Via Regressões Quantílicas para Dados Longitudinais</i>	72

# Lista de Tabelas

## **Capítulo 1**

Tabela 1. Porcentagens em relação ao universo de ocupados e aposentados - PNADs	28
Tabela 2. Porcentagens em relação ao universo de ocupados e aposentados - Censos	28
Tabela 3. Testes de linearidade da especificação 1 - PNAD	28
Tabela 4. Testes de linearidade da especificação 2 - PNAD	28
Tabela 5. Testes de linearidade da especificação 3 - PNAD	28
Tabela 6. Testes de linearidade das especificações 1 - 3 - Censo	29
Tabela 7. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas - PNADs	29
Tabela 8. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas - Censo	30
Tabela 9. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas - PNAD	30
Tabela 10. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas - Censo	31
Tabela 11. TIR's - PNADs	32-33
Tabela 12. TIR's - Censos	34
Tabela 13. TIR's adicionais - Não Paramétrico - PNAD	35
Tabela 14. TIR's adicionais - Não Linear - PNAD	36
Tabela 15. TIR's adicionais - Não Paramétrico - Censo	37
Tabela 16. TIR's adicionais - Não Linear - Censo	37
Tabela 17. Custos anuais por nível escolar (POF-PNAD) e % da renda (POF)	38

## **Capítulo 2**

Tabela 1. Características dos Benefícios e Contribuições da Previdência Social Brasileira	65
Tabela 2. Índices de desigualdade factuais e contrafactuais amostrais e razões contrafactual-factual	65
Tabela 3. Matriz de Contingência e Medidas de Adequabilidade dos Probits estimados da equação (4) - Variável dependente: porporção de beneficiários - Amostra: 18 ou mais anos	66
Tabela 4. Matriz de Contingência e Medidas de Adequabilidade dos Probits estimados da equação (5) - Variável dependente: porporção de contribuintes - Amostra: 18 ou mais anos	66
Tabela 5. Diferença de percentis e Índices de Desigualdade para diversas densidades (Decomposição Normal)	67
Tabela 6. Diferença de percentis e Índices de Desigualdade para diversas densidades (Decomposição Reversa)	67
Tabela 7. Índices de Desigualdade para diversas densidades por faixas etárias - Decomposição Normal e Reversa)	68
Tabela 8. Aumento/Redução do Gini devido ao efeito da proporção de beneficiários e contribuintes de um ano base para um ano final	69
Tabela 9. Alíquotas previdenciárias para empregados, segundo grupo de ocupação	71

### **Capítulo 3**

Tabela 1. Valores de salário mínimo federal e pisos salariais estaduais	83
Tabela 2. Distâncias de informação de Kullback-Leibler	86
Tabela 3. Valores médios das variáveis da amostra por períodos de comparação	87
Tabela 4. Porcentagem de trabalhadores em relação ao universo total de ocupados (em %)	88
Tabela 5. Frequência dos rendimentos com pontos críticos no SM e nos pisos (em %) e valor dos pisos estaduais de cada categoria	90
Tabela 6. Estimativas diferenças em diferenças ( $\alpha_6$ ) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado segundo data base e data final	101
Tabela 7. Estimativas diferenças em diferenças ( $\alpha_6$ ) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal para empregado informal ou desempregado segundo data base e data final	102
Tabela A1. Frequência dos rendimentos do grupo de controle (SP) com pontos críticos no SM e nos pisos estaduais (RJ/RS) para as ocupações definidas nas leis estaduais do RJ e RS	110
Tabela A2. Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RJ	111
Tabela A3. Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RS	111

# Lista de Figuras e Painéis

## **Capítulo 1**

Painel 1. Perfis da renda-experiência - Censo - especificação anos de estudo	38
Painel 2. Perfis da renda-experiência - PNADs - especificação anos de estudo	39
Painel 3. Perfis da renda-experiência - Censo - especificação série	39-40
Painel 4. Perfis da renda-experiência - PNAD - especificação série	40
Painel 5. Evolução temporal das TIR's - PNAD e Censo	41
Painel 6. Evolução temporal das TIR's adicionais - PNAD e Censo	42

## **Capítulo 2**

Figura 1. % das pessoas com idade igual ou superior a 18 anos que são beneficiários/contribuintes	48
---	----

## **Capítulo 3**

Figura 1. Descumprimento da lei e equilíbrio do mercado de trabalho	78
Painel 1. Histogramas dos salários das ocupações dos grupos p1rj e p1rs	89
Painel 2. Erro Padrão Médio e Perfil estimado através da função <i>spline</i>	94-95
Painel 3. Estimativas do coeficiente de diferenças em diferenças do estimador (3) do RJ	97
Painel 4. Estimativas do coeficiente de diferenças em diferenças do estimador (3) do RS	98
Painel A1. Distribuição dos rendimentos do RJ das ocupações definidas na lei	112-114
Painel A2. Distribuição dos rendimentos do RS das ocupações definidas na lei	115-118

# Introdução

Esta tese de doutorado é composta por três artigos na área de Economia do Trabalho, relacionados às políticas públicas brasileiras que impactam na renda dos agentes. Em termos gerais, minha pesquisa procura contribuir na avaliação, sugestão e desenho de políticas públicas dessas três áreas. Além desse aspecto, a ligação dessas áreas na minha pesquisa também se refere ao uso intensivo da Microeconometria, a qual, segundo Heckman aponta (2001, Nobel Lecture), tem se desenvolvido recentemente com o intuito de ligar o comportamento individual dos agentes (pessoas, famílias e firmas) aos microdados. Justamente, a Microeconometria tem me auxiliado na explicação de como os agentes reagem, por exemplo, ao aumento das alíquotas previdenciárias ou do salário mínimo. Ou ainda, tem me ajudado a propor políticas educacionais voltadas para níveis escolares com maiores retornos.

Assim, os capítulos 1, 2 e 3 abordam políticas relacionadas aos seguintes temas, respectivamente: retornos educacionais, previdência e salário mínimo.

**Capítulo 1** Neste capítulo, intitulado "*Testando as Hipóteses do Modelo de Mincer para o Brasil*", inicialmente verifiquei que várias estimativas de taxas de retorno para educação têm sido produzidas, baseadas no modelo de Mincer (1958, 1974). Mas algumas das hipóteses (linearidade e separabilidade), para que o coeficiente escolar ("minceriano") seja interpretado como taxa de retorno, são testadas e rejeitadas. Ao relaxar tais hipóteses, estimei as taxas internas de retorno (TIRs) (Becker, 1975) e obtive vieses que chegaram a 14 pontos percentuais em relação ao coeficiente "minceriano". Assim, a magnitude destes retornos é bem menor do que os estudos baseados no modelo de Mincer. Nas estimações incorporei o desenho amostral da PNAD e corriji o problema do viés de seleção amostral.

Assim, a maioria das TIRs estimadas tendem a corroborar a evidência da literatura que os retornos educacionais estão decaindo nos últimos anos, com exceção do nível superior que aponta para um crescimento nesta última década, mas em magnitude menor dos obtidos em diversos estudos recentes. Esta estimativa correta das taxas de retorno possibilita para pesquisa futura uma análise detalhada das razões do aumento da TIR para o ensino superior, dada a evidência de aumento substancial das taxas de matrícula na última década. E é um indicador chave para direcionar as políticas públicas de diversos governos e órgãos e na avaliação de programas sociais.

**Capítulo 2** Neste capítulo, intitulado "*Impactos da Previdência na Distribuição de Renda: Uma Análise Contrafactual para o Brasil*", inicialmente justifico a existência de sistemas públicos de previdência social. Segundo Diamond (1977), um dos motivos que justificam esta existência é que a previdência pública funcionar como mecanismo de distribuição de renda. Existe uma vasta literatura que testa se sistemas previdenciários são bons mecanismos de distribuição

de renda para países desenvolvidos (principalmente para os EUA), mas não existe um consenso aparente e há pouca evidência para países em desenvolvimento. Neste artigo nós avaliamos esta propriedade e respondemos uma pergunta adicional, que não tem sido respondida na literatura de previdência: Qual a tendência do sistema público previdenciário: crescente progressividade ou regressividade? Avaliamos isso para o Brasil e concluímos que as mudanças nas regras previdenciárias tem gerado uma melhora na desigualdade somente para os grupos mais idosos entre 1987 e 1996. Para os outros grupos a tendência é de estabilidade do sistema, e na análise entre 1996 e 2006, para todas as coortes o sistema também tem se mantido estável. Assim, ao contrário de parte da literatura, sistemas previdenciários não são bons mecanismos de distribuição de renda.

**Capítulo 3** Neste capítulo, intitulado "*Efetividade do "Salário Mínimo Estadual": Uma Análise Via Regressões Quantílicas para Dados Longitudinais*", verifiquei que, em 2000, o governo federal fixou uma lei que permitiu os estados fixarem pisos salariais acima do salário mínimo. Os estados do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul adotaram tal lei em 2001. Utilizando dados de painel da Pesquisa Mensal de Emprego de 2000 e 2001, lançamos mão de uma análise via regressões quantílicas para dados longitudinais (Koenker, 2004) e, assim, obtivemos resultados que apontam para um baixo cumprimento da lei nestes estados. Adicionalmente, obtivemos evidências de efeito nulo sobre o nível de emprego. Estes resultados indicam para um alto descumprimento da legislação devido a uma baixa efetividade da lei, como sugerido pela teoria (Yaniv, 2006).

## Referências

- [1] Becker, G. S. (1975). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press, 2ª edição.
- [2] Diamond, P. A. (1977). A framework for social security analysis. *Journal of Public Economics*, 8(3): 275-298.
- [3] Heckman, J. J. (2001). Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture. *Journal of Political Economy*, 109(4):673-748.
- [4] Koenker, R. (2004) Quantile Regression for Longitudinal Data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91: 74-89.
- [5] Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 66: 281-302.
- [6] ————. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- [7] Yaniv, G. (2006). On the Employment Effect of Noncompliance with the minimum wage law. *International Review of Law and Economics*, 26(4): 557-564.

# Capítulo 1

## Testando as Hipóteses do Modelo de Mincer para o Brasil\*<sup>†</sup>

### Resumo

Várias estimativas de taxas de retorno para educação têm sido produzidas, baseadas no modelo de Mincer. Mas algumas das hipóteses (linearidade e separabilidade), para que o coeficiente escolar ("minceriano") seja interpretado como taxa de retorno, são testadas e rejeitadas. Ao relaxar tais hipóteses, estimamos as taxas internas de retorno (Becker, 1975) e obtemos vieses que chegaram a 14 pontos percentuais em relação ao coeficiente "minceriano". Assim, a magnitude destes retornos é bem menor do que os estudos baseados no modelo de Mincer. Nas estimações incorporamos o desenho amostral da PNAD e corrigimos o problema do viés de seleção amostral.

Palavras-chave: retorno da educação, seleção amostral, plano amostral, regressão linear local.  
Código JEL: I20, J24, C14, C42

## 1 Introdução

A decisão de acumulação de capital humano (educação, treinamento no emprego, saúde etc) passa pela mensuração correta de seus retornos. Uma forma de medi-los é através da taxa interna de retorno (TIR), um conceito central da teoria do capital humano, desenvolvido na análise desta decisão dos investimentos dos agentes em capital humano. Esta medida remonta a Becker (1975, daqui em diante Becker) e Schultz (1963). Assim, o agente investe em capital humano através da comparação dos fluxos de benefícios e custos, do qual se extrai a taxa de desconto que os igualam. Logo, um agente neutro ao risco, que maximiza a sua riqueza, tende a concentrar seus investimentos em idades precoces, pois: (i) com o passar do tempo o indivíduo tem um menor

---

\*Este artigo foi aceito para publicação na Revista Brasileira de Economia, em número a ser oportunamente definido conforme a programação da Revista.

<sup>†</sup>Agradeço ao Carlos Eugênio da Costa, da EPGE/FGV, pelos diversos comentários e orientação na elaboração deste artigo; a Petra Todd, da University of Pennsylvania, pelos códigos em R cedidos que foram importantes na realização de alguns testes neste artigo; ao Luis Henrique Braidó, Luis Renato Lima, da EPGE/FGV, e a todos os participantes do Seminário de Almoço da EPGE por suas diversas sugestões e críticas; ao Breno Néri, doutorando da New York University, por seu auxílio em uma rotina; a Elaine Toldo Pazello, da FEA-RP/USP, por suas sugestões; ao Maurício Lila, Djalma Pessoa e Pedro Nascimento Silva, do IBGE, por seus auxílios em relação à PNAD e Censo; e por fim agradeço a todos os participantes do XXVIII Encontro Brasileiro de Econometria (SBE), quando da apresentação de uma versão preliminar deste artigo. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

período para retomar o retorno do investimento em capital humano e (ii) o custo de oportunidade vai se elevando com o maior nível de capital humano. Aqui nos atemos a um componente do capital humano que seria a educação. Pessoas mais educadas tendem a obter maiores rendimentos. Essa lógica se aplica, pois com uma maior acumulação de educação tendem a melhorar suas habilidades, conhecimento e saúde, as quais aumentam a produtividade do trabalho. E esta última iguala os rendimentos em um mercado perfeitamente competitivo<sup>1</sup>. Assim, a mensuração correta da TIR depende da estimação do perfil de rendimentos dos indivíduos ao longo do seu ciclo de vida.

No entanto, na literatura empírica, várias estimativas de taxas de retorno têm sido reportadas, baseadas nos modelos seminais de Mincer (1958, 1974, daqui em diante Mincer I e Mincer II respectivamente), que derivam a equação de salários:

$$\ln Y(s, x) = \alpha + \beta s + \gamma x + \delta x^2, \quad (1)$$

em que,  $Y(s, x)$  é a renda ajustada pelas horas de trabalho,  $s$  é anos de estudo e  $x$  é a experiência. O coeficiente  $\beta$  é conhecido como coeficiente (ou retorno) minceriano de educação. Heckman (2005) aponta que, nos EUA, existem alguns aparentes *puzzles* empíricos, tais como: os altos retornos "mincerianos" da educação vis a vis outros investimentos; e dado isto, observa-se uma resposta lenta de matrículas das coortes recentes. Mas segundo Heckman, Lochner e Todd<sup>2</sup> (2006, daqui em diante HLT), poucas destas estimativas são taxas de retorno verdadeiras. Muitas das hipóteses do modelo de Mincer, que tornariam o coeficiente minceriano uma taxa de retorno (TIR), são válidas sob circunstâncias muito restritas. Assim, o estudo de retornos educacionais passa, invariavelmente, pelos modelos originais de Mincer, em que suas hipóteses devem ser testadas.

No Brasil diversos estudos consideram o coeficiente minceriano como taxa de retorno, mas nenhum tem realizado qualquer tipo de teste. No entanto, diversos estudos já realizaram testes de linearidade (Hungerford e Solon, 1987; Jaeger e Page, 1996 e Heckman et al., 1996b) e recentemente paralelismo (HLT) para os EUA, rejeitando tais hipóteses, cruciais para esta interpretação do coeficiente ser um retorno educacional.

Assim, as TIR's podem ser entendidas como o custo de oportunidade de se investir em educação, em relação a outras alternativas. E, ao contrário do retorno "minceriano", a TIR considera os custos (diretos e indiretos). Portanto, somente no caso das hipóteses do modelo de Mincer serem satisfeitas e sob algumas restrições adicionais, podemos afirmar que a TIR é igual ao coeficiente minceriano. Algumas destas hipóteses são: o tempo da vida do trabalho seja igual para todos os indivíduos independentemente do nível educacional; durante a escolarização os agentes não trabalhem; os únicos custos incorridos sejam os custos de oportunidade, ou seja, os rendimentos sacrificados advindos do mercado de trabalho durante o período de escolarização; não exista incerteza; agentes neutros ao risco; não existam imperfeições no mercado de crédito; linearidade nos anos de estudo e separabilidade entre experiência e anos de estudo (paralelismo). Assim, a partir

<sup>1</sup>Obviamente existem outros benefícios (não-monetários) derivados desse processo de aprendizagem, mas, segundo Becker, resultados apontam para uma menor importância destes outros benefícios.

<sup>2</sup>Uma versão anterior deste trabalho foi circulada sob o título *Fifty Years of Mincer Earnings Regressions*.

de dados semelhantes e a mesma estrutura do modelo de Mincer, testamos para as duas últimas hipóteses citadas e rejeitamos ambas. Portanto, neste caso, o retorno minceriano seria melhor entendido como uma taxa de crescimento dos salários de mercado devido ao acréscimo marginal nos anos de estudos, ou ainda, como o preço marginal da educação.

Em seguida calculamos as TIRs, tendo como referência os coeficientes mincerianos, e mostramos que o viés é relativamente alto quando relaxamos as hipóteses de linearidade e paralelismo. Obtemos vieses que chegaram a um pouco mais de 14 pontos percentuais, ao comparar o retorno minceriano (17.29%) com a TIR (3.03%) para o Mestrado-Doutorado em relação ao Ensino Superior. Diversos estudos no Brasil não consideram tais hipóteses e, conseqüentemente, suas estimativas estão imprecisas e o grau desta discrepância é relativamente grande, podendo levar à conclusões distorcidas ou mal interpretadas. Adicionalmente, relaxamos também algumas das outras hipóteses citadas.

Utilizamos duas técnicas econométricas, a saber: regressão paramétrica e não-paramétrica. Os testes de linearidade envolvem a primeira, os testes de paralelismo envolvem a segunda, enquanto o cálculo das TIRs envolve ambos instrumentais. Em todas estimativas, lançamos mão das bases de dados da PNAD e do Censo. Em relação à PNAD, por se tratar de uma pesquisa amostral complexa, a hipótese de uma amostra aleatória independente e identicamente distribuída não pode ser assumida. Por isso, incorporamos o desenho (plano) amostral da PNAD<sup>3</sup>, que pode ser considerado um ganho adicional na literatura empírica para o Brasil<sup>4</sup>. Além disso, corrigimos também para o problema de viés de seleção amostral que surge devido ao fato de que alguns indivíduos escolhem não trabalhar pois o salário de mercado é fixado abaixo do seu salário de reserva. Esta correção também pode ser considerada um ganho adicional, visto que mesmo estudos recentes, como HLT, não incorporaram tal aspecto, o que altera a magnitude das TIRs. Assim, comparamos estimativas feitas sem correção, incorporando o desenho amostral, e estimando por heckit<sup>5</sup>.

O artigo segue a seguinte estrutura: seção 2 realiza uma revisão seletiva da literatura; seção 3 mostra através de um modelo simples a equivalência entre a TIR e o coeficiente minceriano; seção 4 apresenta a metodologia e os resultados dos testes de linearidade e paralelismo; seção 5 mostra a metodologia, resultados e discussão das TIRs; e seção 6 conclui.

## 2 Revisão de Literatura

A revisão seletiva da literatura apresenta as evidências internacionais e nacionais em relação aos artigos que aplicam os modelos de Mincer e o conceito da TIR.

---

<sup>3</sup>Este ponto será discutido mais detalhadamente na seção 4.2.

<sup>4</sup>Em relação ao Censo, a incorporação do desenho amostral não foi possível. As variáveis que permitiram a incorporação do desenho amostral do Censo são consideradas "dados sigilosos" pelo IBGE e por isso não podem ser divulgadas.

<sup>5</sup>A correção do viés de seleção amostral foi feita apenas para os modelos paramétricos. Para os modelos não-paramétricos não foi possível devido à grande complexidade e extensão do procedimento. Tal ajuste foi proposto por Das, Newey e Vella (2003), o qual poderá ser incorporado em pesquisa futura.

**Evidência Internacional - Mincer** Em uma resenha recente, Card (1999) aponta que estudos que relacionam educação a rendimentos se baseiam quase sempre e fortemente nos modelos de Mincer. A forma funcional de Mincer tem levantando várias objeções. Card já apontava que uma forma dos rendimentos serem estimados poderia ser através de técnicas não paramétricas, como uma função geral de anos de estudo e idade. Já na linha de estimação paramétrica, Murphy e Welch (1990) mostram que um termo linear nos anos de estudo e um polinômio até de ordem três ou quatro na experiência provê uma melhora significativa no ajuste. Um fato importante destacado por estes dois estudos é que este modelo paramétrico tem problemas em ajustar o formato preciso dos perfis de rendimento-idade (experiência) para os dados americanos, pois tende a viesar a taxa de crescimento estimada dos rendimentos dos trabalhadores com determinado nível escolar, em relação ao valor amostral. Isso ocorre devido à má especificação do modelo. Outro problema que surge destes modelos é a redução da parcimônia ao se adicionar termos cúbico e quártico à especificação, levando a um problema de multicolinearidade maior nas estimativas. Estes problemas podem ser contornados pela estimação não paramétrica.

No entanto, Card destaca o alto poder explicativo do modelo minceriano. Segundo Park (1994), para os EUA, o termo linear na educação ajusta-se bem aos dados. Mas existem evidências contrárias ao modelo linear apontado por Hungerford e Solon (1987), Belman e Heywood (1991), Jaeger e Page (1996) e Heckman (1996), que estimam o modelo minceriano adicionado de componentes de não linearidade, como por exemplo, dummies para os anos de conclusão do curso para captar efeitos diploma<sup>6</sup>. Um teste F executado sobre estes termos não lineares rejeita fortemente o modelo linear.

Psacharopoulos (2004, 1994, 1985) revisa as estimativas da taxa de retorno baseadas no modelo minceriano, para diversos países, obtendo prêmios por educação maiores para América Latina/Caribe e África Subsaariana - países de baixa e média renda - que estão acima do retorno médio mundial. Além disso, nos últimos doze anos, os retornos mincerianos médios mundiais tem decaído 0.6%, enquanto o nível médio de escolarização aumentou<sup>7</sup>.

**Evidência Brasileira - Mincer** Em relação ao Brasil, diversos estudos consideram e estimam o coeficiente minceriano como taxa de retorno. A maioria relaxa a hipótese de linearidade, estimando uma função *spline* nos anos de estudo, como em Leal e Werlang (1991). Blom et al. (2001) é um estudo recente que atualiza os retornos mincerianos para o Brasil, utilizando o modelo de Mincer II, mas relaxando a linearidade ao utilizar uma função *spline* com nós nos anos de conclusão dos ciclos. Os autores, utilizando regressões de média e quantílicas condicionais, observam que o *spread* dos retornos entre os diferentes quantis é grande para todos os níveis, com exceção do terciário. Eles sugerem que esta dispersão grande poderia ser devido a fatores não controlados (qualidade da escola,

---

<sup>6</sup>Efeitos diploma (*sheepskin effects*) captam os efeitos dos retornos maiores devido à obtenção de algum grau escolar. Este "diploma" pode ser interpretado como um sinal da produtividade para que o mercado contrate o trabalhador.

<sup>7</sup>O período de referência depende do país, variando de 1970 em Marrocos até 1998 em Cingapura e Filipinas. Algumas destas estimativas foram obtidas pelo autor através de outros artigos. Psacharopoulos (2004) aponta que estas comparações não são exatas, devido a diferenças na metodologia e na cobertura amostral.

capital social e habilidade não observada) relacionados aos retornos e que o seu modelo estimado deveria permitir interação entre educação e outros termos como experiência, o que relaxaria de uma forma a hipótese de paralelismo.

Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), utilizando a PNAD de 1996 e diversos anos empilhados (1992-99), calculam o retorno minceriano segundo Mincer II, mas corrigindo para algumas fontes de vieses, tais como: seleção amostral, endogeneidade da variável educação e habilidade do indivíduo não observada. Soares e Gonzaga (1999), usando a PNAD de 1988, testam a existência de dualidade no mercado de trabalho brasileiro, no sentido da existência de estruturas salariais distintas associadas a ocupações boas (ligadas, por exemplo, a maiores retornos educacionais, dentre outros fatores) e a ocupações ruins. Estes dois estudos e o de Loureiro e Carneiro (2001) são um dos poucos que relaxam a hipótese de linearidade e paralelismo, mas impondo uma forma funcional à sua equação. Os resultados destes estudos apontam para significância do termo de interação de tempo de trabalho e anos de estudo e, assim, rejeitando a hipótese de paralelismo.

Outros estudos, que não tem o objetivo principal estimar taxas de retorno, utilizam o modelo de Mincer em suas análises. Fernandes e Menezes (2000) avaliam a evolução da desigualdade dos rendimentos do trabalho, utilizando uma regressão minceriana (Mincer II) adicionada de alguns controles, e relaxando a hipótese de linearidade nos anos de estudo. O retorno educacional minceriano, em seu estudo, é um fator explicativo importante na redução da desigualdade, principalmente entre 1990 e 1991<sup>8</sup>.

**Evidência Internacional - TIR** Voltando-se especificamente para a TIR, Becker dirime uma questão importante na relação rendimentos-custos-taxas de retorno: a dificuldade de isolar o efeito nos rendimentos derivado de uma mudança dos retornos ou de uma mudança da soma investida em educação. No contexto de um modelo estático, em que investimento é restrito a somente um único período e retornos a todos os períodos remanescentes, Becker afirma que custo e taxa de retorno são facilmente determinados tomando apenas os rendimentos líquidos. Para isso, comparam-se os fluxos de rendimentos de dois níveis de ensino, um com investimento no primeiro período e o outro que não requer soma dispendida. O custo de se investir em educação seria os rendimentos

---

<sup>8</sup>Dada a enorme gama de estudos sobre retorno educacional, baseados no modelo minceriano, não foi possível descrevê-los em detalhes. Mas vale citar outros estudos recentes que utilizam o modelo de Mincer tais como:

(i) Resende e Wyllie (2006) e Loureiro e Carneiro (2001) corrigem para o problema do viés de seleção amostral utilizando uma função linear da educação, sendo que o primeiro controla para qualidade da educação utilizando a PPV entre 1996 e 1997 e o segundo utilizando a PNAD de 1998 conclui que existem diferenciais de salários entre os trabalhadores rurais e urbanos e discriminação por raça e gênero.

(ii) Ueda e Hoffman (2002) estimam o retorno educacional por mínimos quadrados e variáveis instrumentais, utilizando especificações linear e não-linear e incluindo variáveis sócio-econômicas. Utilizam a PNAD de 1996.

(iii) Silva e Kassouf (2000) avaliam o grau de segmentação do mercado de trabalho, corrigindo também para o problema de seleção amostral, mas utilizando um modelo logit multinomial na estimação da equação de seleção, a fim de diferenciar os não-ocupados e os ocupados do setor formal e informal. Utilizam a PNAD de 1995.

sacrificados líquidos de se investir. Este é o contexto do nosso modelo de estimação da TIR<sup>9</sup>.

Schultz (1964) já apontava também que os custos deveriam ser levados em consideração na análise de investimentos em educação. Estes custos se estendem além das despesas com mensalidades, anuidades e outras, onde os salários sacrificados compõem parte significativa dos custos. No contexto da economia como um todo, custos executados pelas escolas (manutenção da infraestrutura, depreciação e serviços) são de relevância, enquanto num contexto de decisão individual, os custos diretos e indiretos dos estudantes são os mais importantes. Destes últimos, o custo do tempo do estudante na escola é destacado por Schultz, sendo estes estimados dos salários que os estudantes deixam de receber enquanto do período de escolarização. Como não existe um contrafactual perfeito, do qual extrairíamos o fluxo de renda para o caso do indivíduo frequentar e não frequentar escola, temos de tomar como referência agentes com características similares, mas que estejam no mercado de trabalho.

Psacharopoulos (2004) também estima a TIR, privada e social, para diversos países, e destaca que a América Latina/Caribe e a África Subsaariana são as regiões com maior retorno, para todos os níveis educacionais. Psacharopoulos (1994) destaca que o método da TIR é o mais apropriado, mas afirma que esta metodologia tem sido preterida em relação à Mincer II devido à falta de uma base com um número grande de observações em uma dada célula do nível educacional-idade para construir perfis de rendimentos-idade bem comportados (sem cruzamento e côncavo). Mas esse argumento têm se tornado fraco, dada a gama de bases existente atualmente.

**Evidência Brasileira - TIR** Em relação ao Brasil, Langoni (1974) foi um dos pioneiros a estimar a TIR para o país, baseado em Schultz (1964) e Becker. Ele calculou os custos diretos (despesas com infra-estrutura da escola e sua depreciação, salários dos professores e despesas por parte dos estudantes) e os indiretos (rendimentos que os estudantes deixam de ganhar por estarem fora do mercado de trabalho, e do capital da escola medidos pelos juros sacrificados pela instituição de ensino). Vale notar que o autor incluiu custos da escola, pois a medida de interesse é a taxa social de retorno, diferente da taxa privada de retorno que não inclui tais componentes<sup>10</sup>. Para o cálculo da TIR é imprescindível a mensuração dos perfis de rendimentos por experiência (idade), e Langoni os mede através de médias amostrais e não através de regressões<sup>11</sup>, utilizando dados em

---

<sup>9</sup>Pesquisa futura pode incluir uma análise dinâmica. O problema aqui é a falta de base de dados no Brasil que siga o indivíduo por toda sua vida escolar e por, pelo menos, uma parte de sua vida profissional e que assim fosse possível mensurar estas decisões de investimento do agente.

<sup>10</sup>Langoni aparentemente não incorpora os impostos do lado dos benefícios, o qual seria mais correto na estimação de uma taxa **social** de retorno.

<sup>11</sup>O problema da média amostral é que ela é menos eficiente, em termos de menor variância, do que o estimador de mínimos quadrados ordinários. Assim, o gráfico do perfil de rendimentos-experiência (idade), por nível educacional, pelas regressões tende a ser extremamente suavizada, enquanto da média amostral não apresenta nenhuma suavização, podendo apresentar relações espúrias das variáveis. Contornamos este problema, utilizando regressões não paramétricas que não impõe uma forma funcional e controlamos o parâmetro de suavização do perfil de rendimentos. Vale ressaltar também que regredir uma variável contra outras impõe um relação de casualidade entre a endógena e

*cross section*. As TIR's variam entre 1960 e 1969, de 48.1% para 32% para o primário em relação aos analfabetos; de 23.8% para 19.5% para o ginásio em relação ao primário; de 14.8% para 21.3% para o colegial em relação ao ginásio; de 4.9% para 12.1% para o superior em relação ao colegial. Barbosa e Pessoa (2006) atualizam o trabalho de Langoni utilizando a sua metodologia. A seguir mostramos a equivalência entre a TIR e o coeficiente "minceriano".

### 3 Equivalência entre a TIR e o coeficiente "minceriano"

Mincer I e Mincer II chegam ao mesmo modelo, mas sob motivações diferentes. Mincer I usa o princípio de diferenciais compensatórios para explicar porque agentes com níveis diferentes de educação recebem rendimentos diferentes ao longo de seus ciclos de vidas. Já Mincer II assume que os agentes podem investir em capital humano após a escola (treinamento no emprego) a fim de adquirir e aprimorar suas habilidades (*skills*), ampliar seu conjunto de informações sobre sua ocupação e aumentar seus rendimentos potenciais. Mincer II obtém exatamente a equação (1), enquanto Mincer I apresenta a mesma forma funcional, mas sem os termos de experiência.

Portanto, nesta seção mostramos que, sob determinadas hipóteses, o coeficiente minceriano  $\beta$  da equação (1) seja igual a TIR para educação. Seja  $Y(x, s)$  os rendimentos anuais de um indivíduo com  $x$  anos de trabalho e  $s$  anos de educação, e  $l$  o tempo total de trabalho. As hipóteses diretas e indiretas assumidas no modelo de Mincer para se mostrar essa equivalência<sup>12</sup> são: (i) um agente neutro ao risco que maximize o valor presente da renda esperada ao longo do ciclo de vida, (ii) que  $l'(s) = 1$  (ou seja, que o tempo de trabalho seja igual para todos indivíduos independentemente do nível educacional), (iii) que os únicos custos incorridos sejam o custo de oportunidade, ou seja, os rendimentos protelados advindos do mercado de trabalho durante o período de escolarização, (iv) que não exista incerteza, (v) que os agentes entrem no mercado de trabalho um período após o encerramento dos estudos, (vi) que durante a escolarização eles não trabalhem, (vii) que não exista imperfeições no mercado de crédito, (viii) que após a obtenção de um emprego, os agentes não retornam à educação, que a forma funcional dos rendimentos seja (ix) (em log) linear sobre a educação e (x) (em nível) separável multiplicativamente entre educação e experiência. Esta última hipótese não permite uma interação entre educação e experiência e pode ser melhor visualizada reescrevendo a equação (1) e obtendo a seguinte função de produção de capital humano:

$$Y(x, s) = \lambda(s)\theta(x),$$

em que,  $\lambda(s) = \lambda(0)e^{\beta s}$ , e  $\theta(x) = e^{\gamma x + \delta x^2}$ . Assim, temos que  $\frac{\partial \ln Y(x, s)}{\partial s \partial x} = 0$ , ou seja, os rendimentos em log são paralelos na experiência entre os diversos graus de educação (hipótese de paralelismo).

Willis (1986) aponta também uma hipótese adicional da economia como um todo: que a economia e a população estão no equilíbrio de estado estacionário de longo prazo, sem mudança da

---

as exógenas, enquanto a média amostra não.

<sup>12</sup>Esta equivalência é mostrada também em HLT e Willis (1986), que derivam para o caso do tempo contínuo.

produtividade agregada e uma taxa constante do crescimento populacional, tal que o valor presente dos rendimentos do ciclo da vida é de um agente representativo. Assim, o agente maximiza o valor presente de seus rendimentos, escolhendo **a quantidade discreta** de anos de educação:

$$\max_{\{s\}_0^l} \sum_{x=0}^l \frac{Y(x, s)}{(1+r)^{s+x}}.$$

Supondo paralelismo e linearidade nos anos de estudo, ou seja,  $Y(x, s) = \lambda(0)e^{\beta s}\theta(x)$ ,  $\theta(x) < \infty$ , teremos como condição de primeira ordem:

$$\begin{aligned} \sum_{x=0}^l \frac{Y(x, s+1)}{(1+r)^{1+x}} - \sum_{x=0}^l \frac{Y(x, s)}{(1+r)^x} &= 0, \\ \left[ \frac{\lambda(0)e^{\beta(s+1)}}{1+r} - \lambda(0)e^{\beta s} \right] \sum_{x=0}^l \frac{\theta(x)}{(1+r)^x} &= 0. \end{aligned}$$

Para  $r \neq (-1, 0)$  teremos:

$$\begin{aligned} \frac{\lambda(0)e^{\beta(s+1)}}{1+r} - \lambda(0)e^{\beta s} &= 0, \\ e^{\beta s} - 1 &= r. \end{aligned}$$

Assim, para valer a equivalência, as hipóteses principais assumidas são linearidade e paralelismo. Estas hipóteses serão testadas. Antecipando os resultados, veremos que elas são rejeitadas, motivando assim seu relaxamento, bem como adicionalmente as hipóteses (ii), (iii) e (vi).

## 4 Testando as hipóteses de Mincer

Na subseção a seguir discutimos algumas limitações de nossa abordagem ao utilizar dados em *cross-section*. Na subseção seguinte apresentamos os dados e algumas estatísticas preliminares. A seguir apresentamos a metodologia do teste de linearidade e os seus resultados e na última parte desta seção apresentamos a metodologia do teste de paralelismo e seus resultados.

### 4.1 Discussão

Assim, como apontado por HLT, a utilização de dados em *cross-section* nos leva a uma hipótese que pode ser relativamente forte: que os indivíduos se baseiam, numa análise ex-ante de suas decisões de investimento, no perfil de rendimento-experiência dos indivíduos mais velhos em idade de trabalho ativa. Esta é uma versão da hipótese de expectativas racionais na qual os agentes prevêem seus rendimentos baseado no perfil de rendimentos de indivíduos mais velhos (Heckman, 2005). Assim, não se leva em consideração que os agentes podem antecipar mudanças futuras no preço da educação, por exemplo. Deve-se ressaltar, no entanto, que o fato dos indivíduos basearem suas decisões de investimento em capital humano em indivíduos mais velhos é válido pois

não existe um contrafactual perfeito, do qual poderia se extrair o fluxo de renda para o caso do indivíduo freqüentar e não freqüentar escola. Assim, temos de tomar como referência agentes com características similares.

Além disso, o uso de *cross section*, segundo Card (1999), é válido se ele refletir, mediante os diferenciais de rendimentos, diferenças de produtividade verdadeiras, e não devido a diferenças de habilidade inerentes ao indivíduo, que poderia estar correlacionada com a educação. Este problema de endogeneidade tem sido abordado intensamente na literatura; e no Brasil, recentemente, Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) estimaram os retornos mincerianos, corrigindo para diversas fontes de vieses. Vale destacar que o viés ocasionado por habilidade e outros fatores omitidos não ultrapassa 10% do valor do coeficiente minceriano para os EUA (Card, 2001). Para o Brasil, Binelli et al. (2006) mostram que este viés, originado da heterogeneidade não observada, é relativamente pequeno para os retornos relativos.

## 4.2 Dados e Estatísticas Descritivas

A PNAD por se tratar de uma pesquisa amostral "complexa" merece um cuidado especial. Portanto, discutimos brevemente a literatura que explica e incorpora o desenho (plano) amostral de uma pesquisa e adverte para as conseqüências de sua não-consideração.

**Desenho Amostral** Os custos de se realizar uma pesquisa amostral baseada em um desenho amostral simples são muito altos. Por isso, segundo Chromy e Abeyasekera (2005), utilizam-se desenhos amostrais complexos para controlar tais custos. Segundo Yansaneh (2005), o desenho amostral complexo envolve **estratificação**, amostragem em multi-estágios (**conglomerção** ou *cluster*) e **probabilidades de seleção diferentes**. Em relação à **conglomerção**, a observação selecionada no primeiro estágio geralmente é denominada como unidade primária de amostragem (UPA). Estas UPAs podem ser divididas em áreas urbanas e rurais, ou ainda, em alguns países, seriam divididas em áreas geográficas ou administrativas. As observações selecionadas de cada UPA são denominadas unidades de segundo-estágio (USAs), e dentro destas as de terceiro estágio (UTAs), e assim sucessivamente. Geralmente as USAs são divididas como domicílios ou famílias e as UTAs seriam as pessoas. A **estratificação** é geralmente aplicada em cada estágio da amostragem, na qual particiona-se as unidades (de primeiro, segundo, terceiro estágios) em subgrupos mutuamente exclusivos. Estas unidades geralmente são selecionadas com **probabilidades** proporcionais ao seu tamanho (por exemplo, o número de famílias ou pessoas pertencentes a uma UPA) e, portanto, podendo ser desiguais em cada estágio. Assim, segundo Pessoa e Silva (1998) e IBGE (2004), o desenho amostral complexo da PNAD emprega uma amostra estratificada de domicílios em três estágios, tendo como UPAs os municípios, que são estratificados segundo as unidades da federação (UFs), e regiões menores dentro das UFs. A seleção de municípios dentro de cada estrato é feita com probabilidades desiguais, proporcionais ao tamanho, havendo inclusive municípios incluídos na amostra com probabilidade igual a um (chamados de municípios auto-representativos). As USAs

são setores censitários e da mesma forma, a seleção destes setores dentro de cada município é feita com probabilidades proporcionais ao número de domicílios em cada setor segundo o último Censo disponível. No último estágio foram selecionados os domicílios em cada um destes setores, com igual probabilidade. Todas as pessoas moradoras em cada domicílio da amostra são pesquisadas.

No entanto, os estudos em geral não consideram para tais aspectos, partindo de hipóteses básicas que só seriam válidas quando os dados são obtidos através de amostras aleatórias simples com reposição ou, equivalentemente, independência e igualdade de distribuição (*iid*). Geralmente, dados obtidos de pesquisas por amostragem, como a PNAD, não permitem o uso de tais hipóteses (Silva, Pessoa e Lila, 2002).

Diversos estudos em Economia não consideram o desenho amostral complexo ao estimar a variância, na construção de intervalos de confiança e de testes de hipóteses, gerando, segundo Lumley (2004), estimativas viesadas, o que, a rigor, acaba invalidando os testes de hipóteses usuais. Assim, seus resultados estão imprecisos, podendo acarretar em uma mudança apenas quantitativa ou até uma mudança qualitativa, ao alterar a (não-)significância dos parâmetros estimados. Portanto, este estudo visa também contribuir nessa questão, ao incorporar o desenho amostral da PNAD.

**Amostra e Estatísticas Descritivas** Portanto, em todos os testes realizados utilizaram-se dados da PNAD de 1992 até 2004<sup>13</sup>, e dos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000. Assim, realizamos os testes de linearidade sem realizar correções nas estimações e comparando ao se incorporar o desenho amostral da PNAD. O mesmo procedimento foi realizado no cálculo das TIRs que envolvem as especificações paramétricas e não paramétricas.

A subpopulação utilizada no teste de linearidade foi: indivíduos, entre 24 e 56 anos, apenas homens brancos, que não freqüentam escola, com uma jornada de trabalho superior a 36 horas e inferior a 44 horas, com renda positiva<sup>14</sup> e abaixo de 100 salários mínimos reais, excluindo os trabalhadores do setor agrícola e público, na produção para o próprio consumo, na construção para o próprio uso e os não remunerados.

A exclusão dos trabalhadores agrícolas e funcionários públicos é devida ao fato que seu regime de salários é diferente do mercado. A remoção dos que freqüentam escola é para efeitos de comparação com o modelo minceriano, que assume que o indivíduo entra no mercado de trabalho um período após o encerramento de sua escolarização. Adicionalmente, notamos da quinta coluna das Tabelas 1-2, no Apêndice, que em torno de 10% apenas dos trabalhadores estudam, mas esta porcentagem tem se elevado ao longo dos anos. Dentre estes que trabalham e estudam, a maioria é de homens e, dentre os homens, de brancos. Mas estes grupos têm decaído relativamente nos últimos anos.

A restrição da faixa etária pode ser observada da nona a décima-segunda colunas das tabelas. A grande maioria dos trabalhadores tem 24 ou mais anos de idade, e tem se elevado nas últimas duas

<sup>13</sup>Excetuando-se os anos de 1994 e 2000, nos quais não foi realizada a pesquisa. Além disso, em 2004, o IBGE incluiu na pesquisa a zona rural da região Norte, antes não incorporada. Então, para efeitos de comparação com os outros anos retiramos a zona rural da região Norte de 2004.

<sup>14</sup>Ao corrigirmos o viés de seleção amostral, incluímos os que não trabalham.

décadas, em detrimento das outras faixas etárias. Além de ser o maior grupo, esta faixa têm uma renda média em torno de 1000 reais em termos reais<sup>15</sup>, estando de 100% a 400%, aproximadamente, acima da segunda e quarta maiores faixas etárias, respectivamente. Assim, a não inclusão dos grupos menores na realização dos testes e no cálculo das TIRs compreende uma parte relativamente menor dos custos de oportunidade dos rendimentos sacrificados<sup>16</sup>. Em relação à restrição de 56 anos, nota-se do universo de aposentados que, a grande maioria está acima de 56 anos. A idade média deste grupo está em torno de 63 a 66 anos. No entanto, esta é uma medida que sobreestima a idade real da entrada na aposentadoria, a qual foi considerada devido a falta de uma variável que a mensurasse corretamente.

A restrição da jornada de trabalho para período integral, se deve ao fato que, segundo Freeman (1986), o modelo de investimento em capital humano, proposto por Becker, afirma que um indivíduo deve a cada ano decidir se vai para a escola e investe em educação ou vai para o mercado de trabalho em período integral. Outros estudos importantes, como Murphy e Welch (1992, 1990), que se baseiam no modelo minceriano para estimar os perfis de rendimentos dos indivíduos, também restringem a amostra para trabalhadores de tempo integral.

Em relação à exclusão das mulheres, citamos duas razões, a saber: (i) a inserção das mulheres no mercado de trabalho é mais tardia, ocorrendo em média com 14 a 15 anos, enquanto os homens iniciam um ano antes; (ii) Cameron e Heckman (2001, apud Sachsida, Loureiro e Mendonça, 2004), em um estudo sobre as fontes de disparidade étnica e racial na matrícula escolar, consideram apenas homens pois suas decisões de escolaridade são menos complicadas por considerações de fertilidade.

### 4.3 Teste de Linearidade

No teste de linearidade, foram utilizadas três especificações distintas. De forma geral, estimamos:

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 s + \text{especificação}_k + e, k = 1, 2, 3, \quad (2)$$

em que,  $Y$  é o **salário-hora**<sup>17</sup>. Na especificação 1, utilizamos uma função *spline*:

$$\text{especificação}_1 = \sum_{j=1}^{15} \beta_j S_j, \quad (3)$$

<sup>15</sup>A renda neste artigo foi deflacionada pelo INPC a preços de novembro de 2004.

<sup>16</sup>Este ponto é retomado na seção 5.2 que discute as hipóteses assumidas no cálculo das TIRs.

<sup>17</sup>Mais precisamente:  $Y = (\text{renda do trabalho principal} / (\text{número de horas trabalhadas} * 4))$ . Ressalta-se que para os censos de 1980/1970 as horas de trabalho estavam disponíveis apenas por faixas. Assim os valores assumidos seguem da tabela abaixo. Com exceção dos limites inferiores e superiores, os valores tomados referem-se a média da faixa horária. Devido à divisão por faixas, a amostra para 1980/1970 incorpora somente os agentes de 40 a 48/49 hs.

Censo 1980		Censo 1970	
Faixas horárias	Valor assumido	Faixas	Valor assumido
menos 15 hs	15	menos de 15 hs	15
de 15 a 29 hs	22	de 15 a 39 hs	27
de 30 a 39 hs	34.5	de 40 a 49 hs	44.5
de 40 a 48 hs	44	de 50 hs e mais	50
de 49 hs e mais	49		

em que,  $S_j$ ,  $j = 2, \dots, 15$ , é uma dummy se o agente tem  $S \geq j$  anos de estudo. Estas dummies captam o retorno educacional, permitindo descontinuidades e mudanças de inclinação após cada ano de estudo completo. Na especificação 2, utilizamos uma função cúbica:

$$\text{especificação}_2 = \beta_4 S_4 + \beta_5 S_8 + \beta_6 S_{11} + \beta_7 S_{15} + \beta_7 S^2 + \beta_8 S^3, \quad (4)$$

em que, incluímos também algumas variáveis que captam descontinuidades<sup>18</sup>, definição similar à (3). Por fim, estimamos a especificação 3 mais ampla, que permite obter estimativas de cada série cursada. Assim, não utilizamos mais anos de estudo, e sim se o indivíduo obteve a conclusão de determinada série. Optou-se também por esta especificação, visto que alguns agentes obtêm os graus escolares (EF, EM etc)<sup>19</sup> com menos ou mais anos de estudo que o padrão da maioria. Para isso, substituímos  $S$  na equação (3) pela variável  $grau$ <sup>20</sup>. E assim a especificação 3 é descrita como:

$$\text{especificação}_3 = \sum_{j=1}^4 \beta_{3+j} EF_j + \sum_{j=5}^8 \beta_{3+j} EF_j + \sum_{j=1}^3 \beta_{11+j} EM_j + \sum_{j=1}^4 \beta_{14+j} SUP_j + \beta_{19} MD. \quad (5)$$

As variáveis  $EF_j$ ,  $EM_j$ ,  $SUP_j$  e  $MD$  são dummies se o indivíduo tem o  $grau \geq j$  apresentando o mesmo aspecto técnico da especificação 1<sup>21</sup>.

Assim, efetuamos um teste  $F$ , sobre os coeficientes das especificações descritas afim de testar a hipótese nula favorável ao modelo linear, contra a hipótese alternativa favorável à não-linearidades nos retornos.

É importante ressaltar aqui as diferenças entre a **especificação das séries** (equação 5) e de anos de estudo (equação 3 e 4). A variável anos de estudo, na PNAD, é derivada da variável série. Portanto, quem cursou até a 4ª série do EF tem necessariamente 4 anos de estudo, ou seja, esta variável não capta diretamente atrasos ou repetências escolares. No entanto, quem não se instruiu ou quem fez somente pré-escola apresenta o mesmo valor de 0 anos de estudo, logo estes dois grupos não serão diferenciados na especificação de anos de estudo, ao passo que na especificação das séries é possível e serão diferenciados. Ressaltamos que a idade de início dos estudos tomada como referência base é 6 anos. Outro aspecto é que a PNAD tem como limite máximo 15 anos ou mais de estudo. Assim, podem existir diferenças de quem fez curso superior e mestrado/doutorado. Além disso, a especificação da série leva em consideração se o indivíduo concluiu ou não os graus. Em relação ao Censo, temos a mesma estrutura, mas a variável anos de estudo é mais dividida, tendo como maior valor 17 ou mais anos de estudo, com exceção dos anos de 1970 e 1980 que não apresentam esta variável, e portanto estimamos apenas a especificação das séries para estes anos.

<sup>18</sup> A especificação 2 é baseada em Hungerford e Solon (1987), que capta efeitos diplomas nos anos de conclusão referentes aos graus escolares (primário [ $S_4$ ], ginásial [ $S_8$ ], secundário [ $S_{11}$ ] e terciário [ $S_{15}$ ]).

<sup>19</sup> As seguintes abreviações serão utilizadas daqui em diante em todo artigo:

*NEDUC*: sem instrução, *PRE*: pré-escola, *EF<sub>j</sub>*: j-ésima série do Ensino Fundamental, *EM<sub>j</sub>*: j-ésima série do Ensino Médio, *SUP<sub>j</sub>*: j-ésima série do Ensino Superior, *MD*: Mestrado/Doutorado.

<sup>20</sup> *Grau* recebe os seguintes valores: 0 se nunca estudou, 1 se fez até a pré-escola ou alfabetização, 2 se 1ª série do EF, 3 se 2ª série do EF e assim sucessivamente até 17 se cursou o mestrado ou doutorado.

<sup>21</sup> As omissões de dummies relevantes para se evitar dependência linear perfeita na matriz de regressores foram realizadas.

### 4.3.1 Seleção Amostral

Na subseção 4.2 foi especificada a amostra a ser utilizada condicionada às variáveis explicativas, ou seja, filtrada por raça, gênero, idade etc. Mas problemas de viés de seleção amostral podem surgir se eu condiciono a amostra na variável dependente, ou seja, se considero na amostra somente indivíduos com salário positivo. O problema de seleção amostral surge pelo fato de não observarmos a oferta de salário-hora dos agentes que não trabalham, ou seja, quando esta oferta salarial for menor que o salário de reserva do indivíduo. Assim, alguns agentes decidem não trabalhar, mas, como já mencionado na subseção 4.1, tomamos como hipótese que a oferta de salário deles é também considerada por aqueles que estão tomando a decisão de quanto devem se educar, pois estes indivíduos "excluídos" da amostra selecionada estão em idade ativa de trabalho. A não incorporação destes agentes viesaria os retornos educacionais.

Para corrigir tal viés, utilizamos o procedimento de estimação de dois estágios de Heckman (1979), no qual estimamos, em uma primeira etapa, um probit utilizando toda a amostra, com uma dummy se o agente está empregado como variável dependente. Esta é a chamada equação de seleção. Assim, obtemos a razão inversa de Mills e estimamos a equação de salários incorporando esta razão. Um teste  $t$  sobre o parâmetro desta razão de Mills é um teste válido da hipótese nula de não existência de viés de seleção<sup>22</sup>.

Para a equação de seleção, utilizamos, além das covariáveis da equação de salários, o número de filhos, dummy para casamento, renda não oriunda do trabalho, dummy se o agente pertence a algum sindicato e dummies para os estados de residência<sup>23</sup>.

### 4.3.2 Resultados

No Apêndice seguem as Tabelas 3-6 dos testes de linearidade para as especificações definidas. Sob todas as especificações estimadas, rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes nos termos não lineares sejam nulos. Além disso, para todas as especificações nota-se que o valor da estatística apresenta uma tendência de crescimento, o que nos leva a concluir que a hipótese de linearidade do modelo de Mincer tem se tornado cada vez mais inadequada, levando a uma má especificação dos modelos que a utilizam. Em relação ao Censo, a estatística  $F$  tem se elevado para as duas primeiras especificações, enquanto para a última tem oscilado, mas mostrando-se de forma elevada.

Comparando as correções feitas aos modelos, nota-se que a inclusão do plano amostral e a correção do viés de seleção amostral através do heckit reduz a estatística do teste  $F$ , mas não a ponto de não se rejeitar a hipótese nula de linearidade da educação.

<sup>22</sup>Rejeitou-se tal hipótese nula implicando em existência de viés de seleção amostral.

<sup>23</sup>O **número de filhos** é computado diretamente somente para as mulheres. Assim, para computarmos esta variável para os homens, identificamos os filhos presentes na família, sendo o pai o chefe ou pessoa de referência. Para a **dummy de casamento**, procedemos da mesma forma, computando valor 1 para as pessoas que são chefe e cônjuge na família, visto que para a PNAD não existe tal variável. A variável **sindicato** não foi incluída nas regressões envolvendo o Censo, pois este não a abrange. E para o Censo de 1970 não foi computada a renda oriunda do não-trabalho, pois somente está disponível a renda da ocupação principal.

Portanto, rejeitamos fortemente a hipótese de linearidade para o Brasil, o que por si só já invalidaria a interpretação do coeficiente minceriano ser considerado um retorno educacional.

#### 4.4 Teste de Paralelismo

Estimativas iniciais dos rendimentos como função da experiência para diversos níveis de educação serão reportadas. Para se obter tais estimativas, desejamos estimar a seguinte equação:

$$y = f(x) + u,$$

tal que  $E[u|x] = 0$  e  $E[u^2|x] < \infty$ , o que implicaria que  $E[y|x] = f(x)$ . Portanto, uma estimativa para  $f(x)$  provê um estimador da média de  $y$  condicional em  $x$ . Para estimarmos  $f(x)$ , temos a abordagem paramétrica (global) que impõe uma forma funcional a  $f(x)$ <sup>24</sup>. Assim, poderíamos impor que  $f(x) = ax + bx^2 + cx^3$ , ou um polinômio de ordem maior. A desvantagem deste método é que quanto maior a ordem do polinômio, maior são os problemas inerentes de multicolinearidade, sendo que as estimativas perdem em precisão e parcimônia. Além disso, estas técnicas são sensíveis a *outliers*, dado o fato de que as estimativas em cada ponto dependem da amostra inteira. Mas um dos maiores problemas referentes a métodos paramétricos é a imposição de uma forma funcional ao modelo a ser estimado, o que pode ocasionar problemas de má especificação. Assim, lançamos mão de uma abordagem local, utilizando o método de regressão linear local não paramétrica. A idéia deste método é minimizar, em uma vizinhança em torno dos pontos de um grid ( $x_0$ ), a soma dos resíduos quadráticos ponderados pelo formato e largura de uma seqüência de núcleos (*kernels*)  $\left\{ K\left(\frac{x_i - x_0}{h_n}\right) \right\}_{i=1}^n$  (Härdle, 1990). Assim, para uma amostra aleatória  $\{x_i\}_{i=1}^n$  *i.i.d.*, temos que:

$$\left(\widehat{m}(x_0), \widehat{b}(x_0)\right) = \arg \min_{m,b} \sum_{i=1}^n \left[ \{y_i - m - b(x_i - x_0)\}^2 K_i \right],$$

em que,  $K_i = K\left(\frac{x_i - x_0}{h_n}\right)$  é um núcleo quártico<sup>25</sup> e  $h_n$  é uma janela tal que  $h_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ . Das condições de primeira ordem obtemos:

$$\widehat{m}(x_0) = \sum_{i=1}^n y_i W_i(x_0), \tag{6}$$

$$\text{em que, } W_i(x_0) = \frac{K_i \left[ \sum_{i=1}^n (x_i - x_0)^2 K_i \right] - (x_i - x_0) K_i \left[ \sum_{i=1}^n (x_i - x_0) K_i \right]}{\sum_{i=1}^n K_i \left[ \sum_{i=1}^n (x_i - x_0)^2 K_i \right] - \left[ \sum_{i=1}^n (x_i - x_0) K_i \right]^2}.$$

<sup>24</sup>Tais métodos seriam, por exemplo, aproximação polinomial global e *splines*, sendo estes já utilizados nos testes de linearidade.

<sup>25</sup>O núcleo quártico é definido como:

$$K(t) = \begin{cases} (15/16)(t^2 - 1)^2 & \text{se } |t| < 1 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Assim,  $\hat{m}$  e  $\hat{b}$  são estimadores para  $f(x_0)$  e  $f'(x_0)$  respectivamente<sup>26</sup>. Assim, a hipótese nula para o teste de que os perfis do log rendimento-experiência são paralelos entre anos de estudos diferentes é:

$$H_0 : \begin{cases} [E(y_i|x_{10}, s = s_1) - E(y_i|x_{10}, s = s_2)] - [E(y_i|x_{20}, s = s_1) - E(y_i|x_{20}, s = s_2)] = 0 \\ [E(y_i|x_{20}, s = s_1) - E(y_i|x_{20}, s = s_2)] - [E(y_i|x_{30}, s = s_1) - E(y_i|x_{30}, s = s_2)] = 0 \end{cases} ,$$

em que,  $x_i$ , corresponde a  $i$  anos de experiência para  $i = 10, 20, 30$ . Assim, a idéia do teste é simples: verificar se a diferença da média do salário condicional no nível escolar  $s_2$  em relação a  $s_1$  é a mesma em dois níveis distintos de experiência<sup>27,28</sup>. Segundo Heckman et al. (1998), para testar esta independência de média em  $L$  valores diferentes de  $x$ , seleciona-se os valores de  $x_i$  separados por pelo menos duas vezes a janela ( $2h_n$ ), tal que as estimativas sejam independentes e assim a estatística seja assintoticamente distribuída por  $\chi^2(L)$ . Como utilizamos  $h_n = 5$ , por isso selecionou-se valores de  $x_i$  espaçados de 10 em 10<sup>29</sup>. Logo, sendo  $\hat{m}_{x_i, s_l}$  a estimativa de  $E(y_i|x_i, s = s_l)$ , a estatística do teste de paralelismo para a hipótese nula definida acima será, segundo Heckman et al.(1998):

$$\hat{\Delta}'\hat{\Phi}^{-1}\hat{\Delta} \xrightarrow{d} \chi^2(L), L = 3, \quad (7)$$

$$\hat{\Delta} = M \cdot [\hat{m}_{x_{10}, s_2}, \hat{m}_{x_{10}, s_1}, \hat{m}_{x_{20}, s_2}, \hat{m}_{x_{20}, s_1}, \hat{m}_{x_{30}, s_2}, \hat{m}_{x_{30}, s_1}]', M = \begin{bmatrix} 1 & -1 & -1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} e$$

$$\hat{\Phi} = M \cdot \text{diag} (Var(\hat{m}_{x_{10}, s_2}), Var(\hat{m}_{x_{10}, s_1}), Var(\hat{m}_{x_{20}, s_2}), Var(\hat{m}_{x_{20}, s_1}), Var(\hat{m}_{x_{30}, s_2}), Var(\hat{m}_{x_{30}, s_1})).$$

$M'$ . Para computar a variância utilizamos o estimador proposto por Heckman et al. (1996a):

$$Var(\hat{m}_{x_i, s_l}) = \sum_{i=1}^n W_i(x_0, s_l)^2 \hat{\varepsilon}_i^2,$$

em que,  $\hat{\varepsilon}_i$  é o resíduo da regressão.

#### 4.4.1 Resultados

Os gráficos dos perfis de renda-experiência foram obtidos através do estimador não paramétrico (6) para diversos níveis educacionais. Tomando como referência o Painel 1 do Censo, que apresenta

<sup>26</sup>Intuitivamente estamos utilizando uma aproximação polinomial local, através de uma expansão de Taylor de ordem  $p, p = 1$ , em torno de  $x_0$ . No caso geral teríamos:

$$\sum_{i=1}^n \left[ \{y_i - m - a_1(x_i - x_0) - a_2(x_i - x_0)^2 - \dots - a_k(x_i - x_0)^k\}^2 K_i \right]$$

em que,  $\hat{a}_2$  é um estimador para  $\frac{f''(x_0)}{2}$ . No caso de  $p = 0$ ,  $\hat{m}$  seria o conhecido estimador Nadaraya-Watson.

<sup>27</sup>Além deste teste conjunto, efetuamos também testes separadamente para apenas uma diferença de médias, ou seja, para a hipótese nula:

$$[E(y_i|x_j, s = s_1) - E(y_i|x_j, s = s_2)] - [E(y_i|x_l, s = s_1) - E(y_i|x_l, s = s_2)] = 0,$$

para  $l \neq j$ ,  $(l, j)$  igual a  $(10, 20)$  e  $(20, 30)$ .

<sup>28</sup>Estes valores para  $i$  (10, 20, 30) são válidos para comparação dos níveis escolares 15 ou mais anos de estudo (acima de SUP), 11 anos (EM3) e 8 anos (EF8). Mas os que envolvem 4 (EF4) e zero (PRE e NEDUC) anos de estudo, a faixa de anos de experiência não engloba 10 anos, logo os valores assumidos são {20, 30, 40}.

<sup>29</sup>Realizamos estimativas para janelas variando de 2 a 10 e houve pouca alteração na suavização dos perfis de renda. Assim, escolhemos, através de um critério subjetivo, uma janela intermediária, semelhante a HLT.

medidas relativamente mais estáveis, notamos que os rendimentos tendem a ser uma função mais íngreme e côncava quanto maior o nível educacional. Este ponto está de acordo com a literatura (Becker, 1975; Willis, 1986; Psacharopoulos, 1994), em que os indivíduos tendem não apenas a ganhar mais com o maior nível educacional, mas apresentam maiores taxas de crescimento, as quais decaem mais rapidamente ao longo da vida de trabalho, para maiores graus de ensino. Uma investigação inicial através destes gráficos aponta contra o paralelismo, dado que alguns perfis de salário acabam se aproximando. No caso da PNAD (Painéis 2 e 4)<sup>30</sup> observamos também uma aproximação para alguns níveis, bem como no Painel 3, que ocorre até um cruzamento dos perfis, comportamentos semelhantes ao observado por HLT.

Nas Tabelas 7-10 seguem os testes da estatística (7) para a hipótese conjunta, bem como para apenas dois pares de experiência distintos. Em relação às PNADs, notamos que para a maioria dos anos, nas duas especificações, rejeita-se a hipótese nula conjunta de paralelismo, para algum par de anos de estudo (séries) distintos. É importante destacar, dos resultados da PNAD, a grande variação do diferencial salarial, para um dado nível de experiência, de um ano para outro. Um dos motivos desta variação é a falta de um grande número de observações por célula requeridas pelos métodos de estimação não-paramétricos, ocorrida devido à necessidade de aplicação de filtros na amostra da PNAD. Assim, a média condicional estimada nestes pontos tende a oscilar mais de um ano para outro. Esta oscilação também pode ser notada dos gráficos dos perfis. Assim, realizamos também o teste para o Censo que, dada a nossa restrição amostral, inclui um maior número de observações por célula e, portanto, existe uma menor oscilação das estimativas. Para todas estimativas, com exceção do ginásio em relação ao primário em 1991 e 2000, rejeitamos o paralelismo. Assim, na seção a seguir, computamos as TIRs para se medir o viés destas estimativas em relação ao coeficiente minceriano.

## 5 TIR

Para o cálculo das TIRs, utilizamos:

$$\sum_{x=0}^l \frac{\widehat{Y}(x, s+h)}{(1+r)^{h+x}} - \sum_{x=0}^l \frac{\widehat{Y}(x, s)}{(1+r)^x} = 0, \quad (8)$$

em que,  $\widehat{Y}(\cdot)$  são os valores ajustados das regressões paramétricas (*spline* e expansão de Taylor<sup>31</sup>) e não-paramétricas. Para a especificação de anos de estudo,  $h$  é simplesmente a diferença entre dois

<sup>30</sup>Devido à aplicação de filtros à amostra, observou-se para algumas células educação-experiência um número muito reduzido de observações para os graus incompletos, principalmente no fim do ciclo de vida. Este é um problema recorrente destes métodos, observado também nos estudos de Murphy e Welch (1990, 1992) e HLT que utilizam o CPS (Current Population Survey) e o Censo americano, respectivamente. Por isso, os gráficos da PNAD apresentam apenas os perfis de salários para os graus completos, que têm um número bem maior de observações por célula.

<sup>31</sup>Ao relaxar a hipótese de paralelismo, estimamos as TIRs através da especificação não paramétrica já discutida e através de uma especificação paramétrica, ou seja, uma expansão de Taylor de ordem 2 tal que:

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 \exp + \beta_2 \exp^2 + \beta_3 s + \beta_4 s^2 + \beta_5 (s \cdot x).$$

níveis educacionais. Ou seja, quando comparamos o valor presente dos rendimentos de quem tem 8 e 4 anos de estudo, este  $h$  seria igual a  $8-4=4$  anos. No entanto, quando utilizamos a especificação das séries, devemos considerar o tempo médio esperado de conclusão de cada série ou grau de ensino completo. Assim, quando comparamos o valor presente dos rendimentos de quem tem o ginásio (EF8) com o primário (EF4), o  $h$  seria o tempo médio esperado de conclusão do ginásio subtraído do primário. Mas devido a falta desta variável, utilizamos como *proxy* a idade média dos que frequentam o determinado grau escolar<sup>32</sup>. E adicionamos 0.25 à estimativa do  $h$ , para minimizar o erro de medida que tende a subestimar a idade média de conclusão do dado nível escolar pois a PNAD e o Censo são realizados em meados de agosto-setembro, ou seja, faltando 1/4 de ano para ser concluído<sup>33</sup>. A seguir, apresentamos os resultados e depois discutimos outras hipóteses levantadas no cálculo das TIRs.

## 5.1 Resultados

As Tabelas 11-12 apresentam as estimativas das TIRs. As primeiras duas linhas de cada ano (Mincer I e II) referem-se ao coeficiente minceriano<sup>34</sup> dos seus dois modelos originais. Eles são tomados como pontos de referência, para se medir a magnitude do viés em relação às estimativas das TIRs. Logo, as outras linhas referem-se às estimativas das taxas de desconto, relaxando primeiramente linearidade (função *spline*) (TIR-Não Linear, terceira linha) e depois paralelismo. Para esta última foram estimados modelos paramétricos (expansão de Taylor) (TIR-Não Paralelo param., quarta linha) e não paramétricos (TIR-Não Paralelo n-param., quinta linha). Estas estimativas estão divididas em três blocos de colunas para a PNAD: as regressões estimadas sem qualquer tipo de correção; incluindo o desenho amostral; e incorporando o desenho amostral e corrigindo o viés de seleção amostral através do heckit. E para o Censo: sem correções e estimando pelo heckit.

Notamos, tanto para os Censos como para as PNADs, que o viés<sup>35</sup> tende a ser positivo para todos níveis educacionais, especificações e tipos de correções; com exceção de quando se compara os maiores anos de estudo, que apresentam viés negativo, principalmente em 2000. Um ponto importante a ser destacado é que, este viés negativo para os retornos de maior nível educacional, se torna positivo, quando mudamos o foco para a especificação das séries, para todos os tipos

---

Esta estimativa foi realizada a fim de se comparar e verificar a discrepância em relação às estimativas não paramétricas.

<sup>32</sup> Assim, por exemplo, para o ano de 1992, a idade média de quem cursava EF8 era 16.33 anos e a de quem cursava EF4 era de 11.67. A diferença entre estas médias será de 4.66, maior do que 4 anos, que seria o tempo de conclusão sem repetência. Isso ocorre porque esta *proxy* para a especificação das séries considera a repetência dos alunos.

<sup>33</sup> Ressalta-se que o INEP provê uma estimativa do tempo médio de conclusão por série, mas esta estava disponível apenas de 1995 até 2001. Assim, para termos estimativas mais homogêneas para fins comparativos construímos esta medida a partir da idade do indivíduo, a qual diferiu pouco da medida do INEP.

<sup>34</sup> O coeficiente minceriano foi ajustado para o tempo contínuo, como:  $e^{\beta s} - 1 = \text{retorno minceriano}$ .

<sup>35</sup> O viés a ser mencionado nesta subseção é sempre baseado em relação ao modelo de Mincer II, o mais amplamente utilizado na literatura, a não ser que seja mencionado em relação a outra TIR como referência base. Assim, entende-se como viés positivo a diferença entre o retorno minceriano e uma determinada TIR sendo positiva.

de correções. Esta última especificação tende a medir mais corretamente os retornos de cursos superiores, enquanto a dos anos de estudo pode estar misturando retornos de graduação completo, incompleto e pós-graduação. Por isso, observam-se retornos relativamente mais elevados para o nível escolar mais alto na especificação dos anos de estudo (S15-S11 na PNAD e no Censo). Em termos de magnitude, quando incorporamos apenas o desenho amostral da PNAD, o viés chega a uma diferença de mais de 12 pontos percentuais (p.p.) quando comparamos as TIRs não paramétrica e Mincer II de EF4-PRE para o ano de 2003 (16.42% - 3.98%). Quando incorporamos o desenho amostral e corrigimos o problema de seleção amostral (heckit) obtemos vieses que chegam também a mais de 12 p.p. quando comparamos as TIRs não linear e Mincer II de EF4-PRE para o ano de 2003 (15.71% - 3.53%). Os vieses para os níveis escolares superiores são menores, mas ainda são significativos, podendo chegar à magnitude de quase 7 p.p., por exemplo, para o ano de 1993 nesta mesma última especificação para SUP-EM3. Para o Censo, os vieses são também elevados, podendo chegar a uma diferença de mais de 14 p.p. quando o retorno minceriano em 2000 passa de 17.29% para 3.03% para MD-SUP (TIR não-linear) no modelo usando heckit.

Vale notar que as TIRs não linear (terceira linha) e não paramétrica (última linha) diferem pouco. Por exemplo, quando se incorpora o desenho amostral, este viés chega a no máximo 2.08 p.p. na comparação S4-S0 (9.18% - 7.11%) de 2001, e a 1.08 p.p. (7.07% - 5.98%) quando se compara EF8-EF4 de 2003. Em relação ao Censo, chega a quase 2.4 p.p. de viés comparando os dois maiores níveis escolares (S17+-S15) em 2000 e, para as séries, com exceção de 1970, o viés não chega a 1.5 p.p., em termos absolutos. Isso nos leva a crer que, apesar de rejeitarmos o paralelismo, a função *spline* é uma boa aproximação ao se estimar as TIRs. No entanto, quando se compara a última linha com a quarta linha (TIR não paralela paramétrica), observa-se um viés grande. Assim, ao relaxar paralelismo, deve-se optar por uma abordagem não-paramétrica que não incorra em vieses ocasionados pela má especificação do modelo paramétrico.

Destacamos também duas TIRs para dois níveis escolares que se apresentaram relativamente baixas. A TIR de MD-SUP (Censo) é baixa, o que poderia ir contra o senso comum que cursos de pós-graduação elevam substancialmente os retornos. Mas o que torna estes retornos baixos é o tempo médio de conclusão, variando de 5 até 10 anos. Outra TIR é a que compara Pré-escola com os sem instrução (PRE-NEDUC, PNAD). Ela indica que quem não estudou ou fez apenas a Pré-Escola apresenta um diferencial de renda insignificante<sup>36</sup>. Deve-se ressaltar que esta não deve ser tomada como parâmetro para políticas públicas, dada a vasta evidência que investimentos na Pré-Escola aumentam as habilidades, tempo de permanência dos alunos na escola e reduz sua repetência, e conseqüentemente aumenta a produtividade dos indivíduos no mercado de trabalho (Heckman e Carneiro, 2003). Barbosa e Pessoa (2006) estimam TIR's para a pré-escola, desenvolvendo uma

---

<sup>36</sup>Em geral este retorno é bem baixo - podendo até ser negativo - o que era esperado, pois o mercado não tenderá a pagar muito mais para quem só estudou Pré-Escola ou quem nunca estudou. Por parte da decisão dos indivíduos estudarem só até a Pré-Escola uma explicação possível pode ser devido à qualidade dos pais (pois são estes que investem na educação dos filhos quando menores), a qual poderia ter como proxy seu nível educacional (dos pais) que seria baixo para esse grupo. Este é um aspecto interessante que pode servir de pesquisa futura.

metodologia interessante, na qual quem estuda na Pré-escola aumenta a sua probabilidade de permanência na escola e aumenta a renda de quem a cursa. Assim, eles obtêm taxas da magnitude de 17%, a qual se mostrou estável nos últimos 10 anos.

Numa análise horizontal da tabela, podemos inferir os ganhos ao se incorporar o desenho amostral e ao utilizar heckit. Em relação à especificação de anos de estudo, nota-se que, para a TIR não linear, pode-se chegar a um viés negativo de quase -1.68 p.p. (12.58% - 14.26% comparando S4-S0 em 1993) e um viés positivo de 1.84 p.p. (13.73% - 11.9% para S11-S8 em 1996) ao não se incorporar o desenho amostral. De forma geral, a TIR tende a estar subestimada para níveis escolares menores e sobreestimada para níveis escolares mais elevados. E em relação à correção do viés de seleção amostral, os ganhos de estimar por heckit são para todos os níveis educacionais, chegando a um viés positivo de quase 2.56p.p. (8.78% - 6.21%, em 2002) comparando S4-S0 para a PNAD e a quase 14.4 p.p. (26.26% - 12.82%, em 2000) para o Censo comparando S17+-S15. Além disso, na maioria dos casos, o viés é positivo, o que implica que os retornos são menores ainda quando corretamente estimados. Assim, é altamente recomendável ao se estimar algum modelo, incluir o desenho amostral da PNAD e corrigir o viés de seleção amostral para a PNAD e Censo.

Assim, esses aspectos apontam para uma direção clara que os retornos mincerianos são viesados, diferindo bastante dos verdadeiros retornos educacionais mensurados pela TIR. Portanto, esse viés tem conseqüências particulares como os retornos estarem sobreestimados e assim não explicarem adequadamente os movimentos de demanda por educação. Logo, para o Brasil, retornos são bem menores quando corretamente mensurados. Isso ocorre devido, principalmente, à especificação das séries que não têm sido considerada na literatura, e como pode ser observado da Tabela 11, provê retornos bem menores do que a abordagem dos anos de estudo, pois considera o tempo médio esperado de conclusão, ou seja, o termo  $h$  é maior para a primeira abordagem do que para a última.

Destacamos ainda que as TIRs da abordagem dos anos de estudo são próximas das obtidas por Barbosa e Pessoa (2006), com exceção do ginásial e do terciário que diferiram em maior magnitude. Além disso, apresentam alguma semelhança com os estudos baseados no modelo de Mincer, como Blom et al. (2001), pois estes autores obtiveram retornos do primário e ginásio bem menores em relação ao secundário e terciário. Logicamente, são viesados pela evidência apresentada em nosso estudo, sendo que nossos retornos (TIRs) obtidos são maiores para o primário e ginásial e menores para o secundário e superior. Esta mesma semelhança ocorre com os estudos de Fernandes e Menezes (2000), Leal e Werlang (1991) e de Ueda e Hoffman (2002). São também próximos dos obtidos por Saschida, Loureiro e Mendonça (2004), com exceção do retorno do ginásio. Portanto, de forma geral, os retornos são razoavelmente próximos, com exceção do retorno ginásial que difere entre os estudos. Esta diferença pode ser causada por métodos e amostras distintos entre os artigos.

Dada a imensa gama de retornos estimados, surge a questão: qual é a TIR de cada grau escolar? Em relação às especificações, a das séries é a mais precisa pois incorpora o tempo médio esperado, cuja importância já foi destacada. No entanto, para comparação com outros trabalhos, apresentamos também a especificação dos anos de estudo. Em relação às correções, tomamos como

referência os modelos com maiores correções, a saber: (i) não paramétrico e (ii) heckit paramétrico. O primeiro sem problemas de forma funcional e o segundo corrigindo o viés de seleção amostral. Assim, apresentamos dois modelos que realizam correções em dimensões diferentes, e, portanto, a diferença entre eles não é trivial de se medir<sup>37</sup>. No entanto, ressaltamos que, para ambas as bases notamos que estas estimativas de referência são pouco sensíveis à escolha de modelagem. Portanto, tomamos como referência a TIR não-paramétrica e a TIR paramétrica (Heckit) para uma análise da evolução temporal. Diversos estudos, como já apontado (Blom et al, 2001), indicam uma queda dos retornos mincerianos para o Brasil, com exceção do nível superior, vis a vis um aumento da matrícula de todos os níveis escolares. Do Painel 5, observamos mais facilmente a evolução temporal. Em relação ao Censo (Gráficos 5.3 e 5.4), os níveis de educação EF4-NEDUC, EM3-EF8 e MD-SUP aumentaram ou mantiveram-se estáveis em 1991 em relação à 1970 e/ou 1980 e decaíram na última década. EF8-EF4 decaiu ao longo das décadas e o SUP-EM3 elevou-se na última década. Em relação à PNAD (Gráficos 5.1 e 5.2), que analisa a evolução recente, notamos para ambas as referências um comportamento próximo do Censo para a última década.

## 5.2 Discussão

Alguns pontos são discutidos em relação às hipóteses e estimativas consideradas no cálculo da TIR. Uma hipótese assumida por Mincer é que os indivíduos primeiramente se educam e depois entram para o mercado de trabalho. Dois pontos são levantados: (i) segundo a Tabela 1, poucos trabalham enquanto se educam, mas este percentual tem se elevado ao longo do tempo, o que tem aumentado a quantidade de cursos noturnos no país e; (ii) Mincer assume que custos de educação diretos são compensados pelo trabalho durante os estudos, ou que eles são negligenciáveis. Em relação a este último aspecto do custo da educação, Becker destaca que os investimentos em educação são concentrados em idades precoces, pois: (i) com o passar do tempo o indivíduo tem um menor período para retomar o retorno do investimento em capital humano e (ii) o custo de oportunidade vai se elevando com o maior nível de capital humano. Assim, o custo do tempo é uma fonte importante do custo total no cálculo da TIR. Becker assume que na literatura muitas vezes este custo é negligenciado e deve ser tratado do mesmo modo que os custos diretos. Schultz já estendia os custos além das despesas com mensalidades, anuidades e outras, onde os salários sacrificados compõem uma parte significativa. Além disso, Schultz levanta a questão da exclusão dos salários dos estudantes trabalhadores, da qual as estimativas do custo de oportunidade tendem a ser sobreestimadas. Assim, dada também a evidência anterior, de aumento dos estudantes trabalhadores, analisamos uma especificação adicional incluindo os que freqüentam escola a partir

---

<sup>37</sup>Necessitaríamos de um modelo que corrigisse o problema simultaneamente nas duas dimensões e ainda incorporasse o desenho amostral da pesquisa. O artigo de Das, Newey e Vella (2003), como mencionado na nota 5, propõe um heckit não-paramétrico, mas não permite incorporar o desenho amostral. Ou seja, esse é ainda um ponto em aberto na literatura. Desenvolvimentos posteriores nessa linha de pesquisa podem permitir uma análise futura dos ganhos das correções de todos os problemas citados.

das especificações não paramétrica e não linear. Incorporamos também os trabalhadores de tempo parcial (acima de 20 horas de trabalho), pois muitas vezes este grupo para poder estudar, trabalha apenas meio período. No Apêndice, a linha TIR - adicional 1 é comparada com a estimativa não paramétrica, incorporando sempre o plano amostral ou peso amostral (Tabela 13 e 15), e também partindo da estimativa não-linear com o plano amostral e correção do viés de seleção amostral (Tabela 14 e 16). Não existe uma grande diferença entre as taxas para todas as especificações. Isso é devido porque o percentual de estudantes trabalhadores apesar de ter se elevado ainda é pequeno.

Uma outra hipótese é que  $l'(s) = 1$ , supondo que o tempo de serviço possa não depender dos anos de estudo, podendo variar entre indivíduos com o mesmo nível educacional. Assim, relaxamos **também** esta hipótese. Vale ressaltar que o tempo de trabalho adotado até aqui é de 32 anos, devido à restrição na faixa etária<sup>38</sup>, não havendo portanto diferença entre esta hipótese e uma tal que  $l'(s) = 0$ . Assim, na linha adicional 2, mantemos a hipótese de que  $l'(s) = 1$ , mas com a faixa etária incluindo as pessoas de 10 a 65 anos e com tempo de serviço igual aos primeiros 40 anos; e na linha adicional 3, permitimos que os indivíduos trabalhem até os 65 anos, quando se aposentam ( $l'(s) = 0$ )<sup>39</sup>. Notamos uma diferença grande quando incluímos uma faixa etária maior, o que nos mostra que custos sacrificados em idades precoces são significativos; e sua exclusão tende a viesar para baixo os retornos para níveis escolares mais elevados e viesar para cima para as TIRs de S4-S0 e PRE-NEDUC/EF4-PRE para a PNAD. Para o Censo a mesma lógica se aplica. Agora, comparando o adicional 2 com o adicional 3, notamos que as diferenças das estimativas são pequenas. Isso é devido ao fato que os rendimentos no fim do ciclo da vida são mais intensamente descontados, tendo, portanto, pouco impacto no valor presente dos rendimentos e assim pouco impacto na TIR (HLT).

Por fim, incluímos os custos privados diretos (mensalidades) no cálculo da TIR<sup>40</sup>. Estes custos foram obtidos através da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1995/1996<sup>41</sup>, do qual estimamos uma média por nível educacional e ajustamos para uma jornada padrão de 40 horas semanais, para comparação com a renda padronizada pelas horas de trabalho individual. Como os gastos de educação privados estão disponíveis apenas para a POF deste ano, realizamos uma

<sup>38</sup>Ou seja, como  $x = i - s - 6$ , então  $\Delta^{\bar{s}}x = 56 - 24 = 32$  anos, para um nível  $\bar{s}$  de educação fixado. Como consideramos a idade mínima como 24 anos, logo, para esta idade já existem pessoas formadas com o maior nível educacional.

<sup>39</sup>Ressaltamos que as TIRs adicionais 2 e 3 inclui a modificação da TIR adicional 1, e a TIR adicional 4, que será apresentada a seguir, inclui as modificações da TIR adicional 3. Ou seja, estamos relaxando estas hipóteses gradualmente e sucessivamente. A nota da tabela 13 também reforça este ponto.

<sup>40</sup>Mais precisamente, estimamos a TIR através de:

$$\sum_{i=0}^l \frac{\widehat{Y}(i, s+h)}{(1+r)^{h+i}} - \sum_{i=0}^l \frac{\widehat{Y}(i, s)}{(1+r)^i} - \sum_{i=0}^h \frac{c}{(1+r)^i} = 0,$$

onde,  $c$  são os custos médios diretos com mensalidade.

<sup>41</sup>Vale ressaltar que o INEP provê através de sua página na internet dados de apenas gastos públicos com educação. Estes gastos podem ser incluídos na análise das TIRs, em um contexto mais macroeconômico, o qual compara o investimento em educação com outros investimentos, como em capital, como já feito por Langoni (1974).

simulação destes gastos para os outros anos para efeitos de comparação. Estimamos a renda total média das famílias que tinham membros na Pré-Escola, depois as que tinham membros no Primário e assim sucessivamente. E calculamos a porcentagem dos gastos com mensalidades em relação à renda média, obtida da POF, e supusemos constante para todos os anos. A partir desta porcentagem estimamos os gastos utilizando a renda média da PNAD da mesma forma. A Tabela 17 apresenta tais estimativas. Assim, segundo as Tabelas 13 e 14, para o ano de 1996, a partir dos gastos originais da POF (linha TIR -adicional 4 (POF)) observamos taxas bem menores, chegando a uma queda de mais 3 p.p. (S15-S11) em relação à especificação 3. Da mesma forma, para os gastos simulados, observamos quedas relativamente grandes para todos os anos, principalmente para os maiores níveis educacionais.

Destacamos que as TIRs adicionais 2-4 (Tabelas 13-15) são mais sensíveis entre a modelagem não paramétrica e paramétrica, principalmente em relação ao retorno do ensino ginásial em relação ao ensino primário (EF8-EF4 e S8-S4, PNAD)<sup>42</sup>.

Analisando ao longo dos anos do Censo, notamos, do Gráfico 6.4 no Painel 6, uma tendência de queda de todos níveis na última década e um aumento da graduação e pós-graduação frente ao grau imediatamente anterior na última década. Estimando por heckit (Gráfico 6.3), notamos uma pequena diferença, em relação aos graus EF4-NEDUC que subiu e MD-SUP que caiu na última década. Em relação à PNAD, notamos que a TIR não-linear (Gráfico 6.1) apresenta comportamento semelhante em relação à seção anterior. A TIR não paramétrica (Gráfico 6.2) apresenta também o mesmo comportamento, com exceção do EF8-EF4 que apresentou uma queda até 1999 e um aumento a partir daí, e o nível superior que apresentou uma certa estabilidade nesta década.

## 6 Conclusão

Desde a publicação do trabalho seminal de Mincer, em 1958, e posteriormente uma versão estendida, em 1974, vários artigos empíricos têm-se utilizado da regressão minceriana a fim de se estimar a "taxa de retorno" para educação. No entanto, algumas das hipóteses por de trás do modelo original, para que o coeficiente de anos de estudo seja entendido como uma taxa de retorno, são rejeitadas neste artigo (linearidade e paralelismo). Assim, para o Brasil, corroboramos a evidência de estudos internacionais para os EUA. Assim, relaxamos diversas destas hipóteses a fim de se medir o viés originado da má estimação da taxa de retorno. Notamos que o viés tende a ser positivo para todos os níveis educacionais. Assim, as TIRs tendem a ser menores quando as hipóteses são relaxadas, dentre as quais, linearidade, paralelismo e a inclusão dos custos privados tendem a gerar um maior impacto na estimação das TIRs. Uma outra alteração significativa nas TIRs foi a ampliação da faixa etária, passando de 24-56 anos para 10-65 anos. Isso mostra que os custos sacrificados em idades precoces são significativos. Em relação às especificações de anos de estudo

---

<sup>42</sup>Este retorno ginásial diverge entre diversos estudos, como mencionado em seção anterior. Tomando como referência as TIRs adicionais 2-4 notamos que este retorno é bem maior para o não-paramétrico em relação ao não-linear.

e séries, a última acrescenta um aspecto adicional importante na estimação das TIRs em relação à primeira: os agentes considerarem o tempo médio de conclusão das séries. Isto acarreta em uma redução significativa nas TIRs, principalmente para os níveis escolares maiores.

A incorporação do desenho amostral da PNAD é um ganho adicional na literatura empírica para o Brasil, a qual não tem sido considerada na estimação de diversos modelos econômicos. Esta correção apenas corroborou os testes feitos, mas influenciou consideravelmente na mensuração correta dos retornos. A correção para o viés de seleção amostral também pode ser considerado um ganho adicional, visto que mesmo estudos recentes, como HLT, não estimaram por heckit, o que altera também a magnitude das TIRs.

Por fim, a maioria das TIRs estimadas tendem a corroborar a evidência da literatura que os retornos educacionais estão decaindo nos últimos anos, com exceção do nível superior que aponta para um crescimento nesta última década, mas em magnitude menor dos obtidos em diversos estudos recentes. Esta estimação correta das taxas de retorno possibilita para pesquisa futura uma análise detalhada das razões do aumento da TIR para o ensino superior, dada a evidência de aumento substancial das taxas de matrícula na última década. E é um indicador chave para direcionar as políticas públicas de diversos governos e órgãos e na avaliação de programas sociais.

## Referências

- [1] Barbosa Filho, F. H. e Samuel Pessoa (2006). Retornos da educação no Brasil. mimeo.
- [2] Becker, G. S. (1975). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press, 2ª edição.
- [3] Belman, D. e J. Heywood (1991). Sheepskin effects in the return to education: An Examination of Women and Minorities. *Review of Economics and Statistics*: 73(4): 720-724.
- [4] Binelli, C., C. Meghir e N. Menezes Filho (2006). Education and Wages in Brazil. mimeo. Apresentado no XXVIII Encontro Brasileiro de Econometria.
- [5] Blom, A., L. Holm-Nielsen e D. Verner (2001). Education, Earnings, and Inequality in Brazil, 1982-98. *Peabody Journal of Education*, 76(3&4): 180-221.
- [6] Cameron, S. V. e J. J. Heckman (2001). The dynamics of educational attainment for black, hispanic and white males. *Journal of Political Economy*, 109(3): 455-99.
- [7] Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. In: Ashenfelter, O. e D. Card (ed.), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier. v.3A, chap. 30: 1801-1863.
- [8] ————— (2001). Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, 69(5): 1127-1160.
- [9] Chromy, J. R. e S. Abeyasekara (2005). Statistical analysis of survey data. In: Department of Economic and Social Affairs of United Nations (ed.), *Household Sample Surveys in Developing and Transition Countries*. New York: United Nations. chap. 19: 389-417.

- [10] Das, M., W. K. Newey e F. Vella (2003). Nonparametric Estimation of Sample Selection Models. *Review of Economic Studies*, 70: 33–58.
- [11] Fernandes, R. e N. A. Menezes Filho (2000). A Evolução da Desigualdade no Brasil Metropolitano entre 1983 e 1997. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 30(4): 549-569.
- [12] Härdle, W.(1990). Applied nonparametric regression. Cambridge:Cambridge University Press.
- [13] Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1): 153-162.
- [14] ————— (2005). Education Policy. Apresentado no Econometric Society 9<sup>th</sup> World Congress, IFS Lecture.
- [15] Heckman, J. J e P. Carneiro (2003). Human Capital Policy. IZA, Discussion Paper n.821.
- [16] Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith e P.E. Todd (1996a). Making the Asymptotic Theory of Semiparametric Estimation Empirically Relevant. Mimeo, University of Chicago.
- [17] ————— (1998). Characterizing selection bias using experimental data. *Econometrica*, 66(4): 1017-1098.
- [18] Heckman, J. J., A. Layne-Farrar e P.E. Todd (1996b). Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating The Effect of Schooling Quality on Earnings. *Review of Economics and Statistics*, 78(4): 562-610.
- [19] Heckman, J. J., L. J. Lochner e P. E. Todd (2006). Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond. In: Hanushek, E. e F. Welch (ed.), *Handbook of the Economics of Education*, v1, chap. 7: 307-458.
- [20] Hungerford, T. e G. Solon. (1987). Sheepskin Effects in The Returns to Education. *Review of Economics and Statistics*, 69(1): 175-177.
- [21] IBGE (2004). Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (2004) - Notas Metodológicas. Rio de Janeiro: IBGE.
- [22] Jaeger, D. A. e M. E. Page (1996). Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in The Returns to Education. *Review of Economics and Statistics*, 78(4): 733-740.
- [23] Langoni, C. G. (1974). As Causas do Crescimento Econômico do Brasil. Apec Editora S.A.
- [24] Leal, C. I. S. e S. R. C. Werlang (1991). Retornos em educação no Brasil: 1976/89. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21(3): 559-574.
- [25] Loureiro, P. R. A. e F. G. Carneiro (2001). Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, 5(3): 519-545.
- [26] Lumley, T (2004). Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software*, 9(8): 1-19.

- [27] Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 66: 281-302.
- [28] ————— (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- [29] Murphy, K. M. e F. Welch (1990). Empirical Age-Earnings Profiles. *Journal of Labor Economics*, 8(2): 202-229.
- [30] ————— (1992). The structure of wages. *Quarterly Journal of Economics*, 107(1):285—326.
- [31] Park, J. H. (1994). Returns to schooling: a peculiar deviation from linearity. mimeo.
- [32] Pessoa, D. G. C. e P. L. N. Silva (1998). Análise de Dados Amostrais. 13<sup>o</sup> Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística.
- [33] Psacharopoulos, G. e H. A. Patrinos (2004). Returns to investment in education: a further update. *Education Economics*, 12(4): 111-134.
- [34] Psacharopoulos, G. (1994). Returns to investment in education: a global update. *World Development*, 22: 1325-1343.
- [35] Psacharopoulos, G. (1985). Returns to education: a further international update and implications. *Journal of Human Resources*, 20: 583-604.
- [36] Resende, M. e R. Wyllie (2006). Retornos para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. *Economia Aplicada*, 10(3): 349-365.
- [37] Sachsida, A., P. R. A. Loureiro e M. J. C. de Mendonça (2004). Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 58(2): 249-265.
- [38] Schultz, T. W. (1963). *The Economic Value of Education*. New York: Columbia University Press.
- [39] Silva, N. D. V. e A. L. Kassouf (2000). Mercados de trabalho formal e informal: Uma análise da discriminação e da segmentação. *Nova Economia*, 10(1): 41-77.
- [40] Silva, P. L. N., D. G. C. Pessoa e M. F. Lila (2002). Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7(4): 659-670.
- [41] Soares, R. R. e G. Gonzaga (1999). Determinação de Salários no Brasil: Dualidade ou Não-Linearidade no Retorno à Educação? *Revista de Econometria*, 19(2): 367-404.
- [42] Ueda, E. M. e R. Hoffmann (2002). Estimando o retorno da educação no Brasil. *Economia Aplicada*, 6(2): 209-238.
- [43] Willis, R. J. (1986). Wage Determinants: A survey and reinterpretation of Human Capital Earnings Functions. In: Ashenfelter, O. e R. Layard (ed.), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier. v1, chap. 10: 525-602.
- [44] Yansaneh, I. S. (2005). Overview of sample design issues for household surveys in developing and transition countries. In: Department of Economic and Social Affairs of United Nations (ed.). *Household Sample Surveys in Developing and Transition Countries*. New York: United Nations. chap. 2: 11-34.

## 7 Apêndice

Tabela 1. Porcentagens em relação ao universo de ocupados e aposentados - PNADs

Ano	Universo: total de ocupados											Universo: total de aposentados		
	homens			frequentam escola				homens brancos e negros (faixas etárias)				homens brancos e negros (faixas etárias)		
	total	brancos	negros	total	total	brancos	negros	10<=i<15	15<=i<18	18<=i<24	24<=i	i<50	50<=i<=55	i>=56
1992	62.96%	60.90%	5.41%	9.24%	53.92%	63.85%	4.21%	0.77%	3.96%	14.63%	80.65%	10.26%	10.98%	78.75%
1993	62.69%	61.18%	5.38%	9.45%	54.04%	62.87%	4.67%	0.83%	3.64%	14.55%	80.99%	8.97%	12.27%	78.75%
1995	60.25%	60.23%	5.10%	10.48%	53.91%	61.63%	4.61%	1.02%	4.33%	14.35%	80.30%	9.24%	12.84%	77.92%
1996	59.91%	61.14%	6.13%	10.66%	54.67%	63.28%	5.55%	0.75%	3.96%	14.95%	80.34%	10.90%	12.14%	76.96%
1997	60.07%	59.93%	5.71%	11.19%	54.90%	63.55%	5.16%	0.71%	3.79%	14.75%	80.75%	11.61%	12.96%	75.43%
1998	59.79%	59.47%	5.94%	11.58%	54.13%	60.96%	5.03%	0.52%	3.30%	14.79%	81.39%	13.06%	13.72%	73.22%
1999	59.39%	59.74%	5.42%	12.13%	52.41%	59.28%	5.11%	0.49%	3.09%	14.60%	81.82%	11.84%	13.84%	74.32%
2001	58.35%	58.44%	6.15%	12.81%	51.14%	59.75%	5.49%	0.42%	2.45%	15.29%	81.84%	11.18%	12.95%	75.87%
2002	57.85%	58.01%	6.35%	12.74%	50.97%	58.42%	5.64%	0.37%	2.49%	15.04%	82.10%	9.76%	13.19%	77.05%
2003	57.58%	57.48%	6.37%	12.82%	50.37%	58.82%	5.67%	0.26%	2.29%	14.86%	82.59%	9.65%	12.14%	78.21%
2004	56.77%	56.76%	6.38%	12.51%	50.30%	57.50%	5.94%	0.35%	2.54%	14.53%	82.58%	7.81%	11.49%	80.70%

Tabela 2. Porcentagens em relação ao universo de ocupados e aposentados - Censos

Ano	Universo: total de ocupados											Universo: total de aposentados		
	homens			frequentam escola				homens brancos e negros (faixas etárias)				homens brancos e negros (faixas etárias)		
	total	brancos	negros	total	total	brancos	negros	10<=i<15	15<=i<18	18<=i<24	24<=i	i<50	50<=i<=55	i>=56
1970	76.14%	-	-	10.11%	69.67%	-	-	0.92%	4.69%	19.24%	75.15%	19.68%	14.72%	65.60%
1980	71.14%	62.06%	5.88%	11.80%	61.75%	66.34%	4.46%	0.94%	5.33%	19.94%	73.79%	13.64%	11.30%	75.06%
1991	66.24%	59.97%	4.72%	8.12%	56.50%	64.21%	4.06%	0.65%	3.19%	15.01%	81.15%	8.44%	10.38%	81.18%
2000	59.64%	59.47%	6.36%	12.68%	52.92%	60.59%	5.92%	0.38%	2.73%	15.53%	81.36%	13.80%	12.58%	73.62%

Tabela 3. Testes de linearidade da especificação 1 - PNAD

Correções	Ano	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Sem correções	Nº Obs.	8826	8824	9587	8957	9345	9064	9381	9833	9982	9870	10522
	teste F	11.85	15.85	22.89	15.64	18.34	23.75	24.15	34.45	46.31	39.4	49.2
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Plano Amostral	Nº Obs.	8826	8811	9567	8942	9325	9044	9361	9833	9958	9814	10462
	teste F	8.11	11.3	17.23	9.47	12.54	16.79	15.04	25.59	32.19	30.4	31.2
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Plano Amostral & Heckit	Nº Obs.	11711	11700	12636	12365	12932	12973	13234	13826	13980	13940	14340
	teste F	7.76	11.03	18.6	9.49	13.09	16.82	14.33	26.22	32.02	30.53	30.89
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabela 4. Testes de linearidade da especificação 2 - PNAD

Correções	Ano	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Sem correções	Nº Obs.	8826	8824	9587	8957	9345	9064	9381	9833	9982	9870	10522
	teste F	24.75	32.72	51.02	33.73	40.1	52.61	51.79	75.96	104.32	90.67	111.42
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Plano Amostral	Nº Obs.	8826	8811	9567	8942	9325	9044	9361	9833	9958	9814	10462
	teste F	15.76	21.3	37.09	18.44	26.35	36.64	30.38	55.71	71.35	67.36	70.2
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Plano Amostral & Heckit	Nº Obs.	11711	11700	12636	12365	12932	12973	13234	13826	13980	13940	14340
	teste F	3.22	6.72	10.15	6.66	11.17	7.77	6.86	16.38	16.58	16.96	14.74
	Prob>F	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabela 5. Testes de linearidade da especificação 3 - PNAD

Correções	Ano	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Sem correções	Nº Obs.	8826	8823	9587	8956	9345	9064	9381	9833	9981	9870	10522
	teste F	10.25	14.31	22.31	14.83	17.57	20.88	23.44	32.92	43.57	36.25	46.35
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Plano Amostral	Nº Obs.	8789	8778	9537	8912	9298	9021	9337	9808	9934	9793	10423
	teste F	6.59	9.39	16.04	8.49	12.36	14.61	15.55	25.91	31.77	27.34	27.82
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Plano Amostral & Heckit	Nº Obs.	11652	11650	12578	12317	12888	12933	13189	13767	13938	13896	14270
	teste F	6.02	8.59	17.03	8.55	12.9	14.72	14.78	25.88	30.91	27.38	27.38
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabela 6. Testes de linearidade das especificações 1 - 3 - Censo

Correções	Ano	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3			
		1991	2000	1991	2000	1970	1980	1991	2000
Sem correções	Nº Obs.	514457	486437	514457	486437	1010984	965773	514457	486437
	teste F	346.6	803.9	845.67	1955.98	586.76	762.71	414.73	212.66
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0
Heckit	Nº Obs.	515213	793276	515213	793276	1244886	1158103	515213	793276
	teste F	343.75	685.13	742.15	1132.51	704.66	531.98	367.13	832.89
	Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabela 7. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas - PNADs

Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre 15 + e 11 anos de estudo (Homens Brancos)											
<b>experiência</b>	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
10	0.95	0.93	1.04	0.94	0.96	1.02	0.99	1.18	1.11	1.04	1.02
20	0.73	0.97	0.97	0.82	0.77	0.92	0.84	0.96	1.01	1.03	1.02
30	0.79	0.79	0.82	0.86	0.74	0.94	0.88	0.82	1.00	0.88	0.93
<b>P-Valor</b>											
"20-10**	0.0001	0.7628	0.6419	0.0633	0.0025	0.1205	0.0344	0.0000	0.2932	0.9128	0.9998
"30-20***	0.8128	0.0913	0.4330	0.9197	0.9599	0.9819	0.8844	0.1118	0.9818	0.8821	0.3760
Conjunta***	0.0004	0.1880	0.1786	0.1296	0.0009	0.2321	0.0356	0.0000	0.3340	0.9627	0.4688
Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre 11 e 8 anos de estudo (Homens Brancos)											
<b>experiência</b>	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
10	0.35	0.47	0.39	0.46	0.45	0.34	0.35	0.33	0.36	0.38	0.19
20	0.51	0.39	0.49	0.62	0.63	0.46	0.43	0.40	0.42	0.44	0.42
30	0.23	0.42	0.53	0.32	0.50	0.50	0.43	0.58	0.55	0.52	0.48
<b>P-Valor</b>											
"20-10**	0.0463	0.8169	0.4540	0.0202	0.0004	0.1709	0.4896	0.1068	0.4983	0.1578	0.0002
"30-20***	0.0252	0.9673	0.8753	0.0022	0.5134	0.7652	1.0000	0.0132	0.1162	0.4148	0.6782
Conjunta***	0.0364	0.9372	0.3680	0.0028	0.0014	0.1571	0.6320	0.0007	0.0780	0.0278	0.0000
Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre 8 e 4 anos de estudo (Homens Brancos)											
<b>experiência</b>	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
20	0.46	0.58	0.45	0.30	0.37	0.43	0.51	0.48	0.38	0.51	0.39
30	0.52	0.34	0.34	0.46	0.43	0.34	0.38	0.37	0.40	0.34	0.34
40	0.46	0.64	0.47	0.42	0.77	0.15	0.27	0.35	0.45	0.19	0.33
<b>P-Valor</b>											
"30-20**	0.8150	0.0447	0.0527	0.1520	0.7883	0.4326	0.1372	0.3212	0.9000	0.0000	0.6956
"40-30***	0.8710	0.1859	0.6076	0.9215	0.0201	0.1068	0.7454	0.9934	0.9019	0.0933	0.9977
Conjunta***	0.9269	0.0665	0.1053	0.1998	0.0023	0.0160	0.1675	0.4612	0.8917	0.0000	0.7838
Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre 4 e 0 anos de estudo (Homens Brancos)											
<b>experiência</b>	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
20	0.49	0.64	0.62	0.45	0.37	0.54	0.57	0.28	0.30	0.16	0.40
30	0.74	0.69	0.47	0.59	0.62	0.55	0.46	0.37	0.30	0.35	0.34
40	0.66	0.64	0.52	0.63	0.47	0.60	0.51	0.53	0.43	0.53	0.40
<b>P-Valor</b>											
"30-20**	0.1204	0.9092	0.5271	0.4894	0.0039	0.9994	0.5256	0.4868	0.9999	0.2678	0.9128
"40-30***	0.8663	0.8883	0.9408	0.9410	0.2612	0.9037	0.9071	0.3189	0.6212	0.4227	0.8821
Conjunta***	0.1009	0.9596	0.6700	0.5551	0.0091	0.9341	0.7169	0.1154	0.7568	0.0023	0.9627

$$* H_0: (m(x_{20}, s_{15}) - m(x_{20}, s_{12})) - (m(x_{10}, s_{15}) - m(x_{10}, s_{12})) = 0$$

$$** H_0: (m(x_{30}, s_{15}) - m(x_{30}, s_{12})) - (m(x_{20}, s_{15}) - m(x_{20}, s_{12})) = 0$$

$$*** H_0: (m(x_{20}, s_{15}) - m(x_{20}, s_{12})) - (m(x_{10}, s_{15}) - m(x_{10}, s_{12})) = (m(x_{30}, s_{15}) - m(x_{30}, s_{12})) - (m(x_{20}, s_{15}) - m(x_{20}, s_{12})) = 0$$

Estas hipóteses são exemplificadas para o primeiro painel da tabela acima. As mesmas se aplicam para os outros painéis, alterando-se os valores de  $x$  e  $s$ . As áreas sombreadas referem-se aos p-valores da hipótese **conjunta** maiores do que 0.05.

Esta nota vale também para as Tabelas 8-10.

Tabela 8. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas - Censo

		Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre(Homens Brancos):							
		15 + e 11 anos de estudo		11 e 8 anos de estudo		8 e 4 anos de estudo		4 e 0 anos de estudo	
<b>experiência</b>		1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000
	10	0.92	1.07	0.43	0.39	0.45	0.42	0.51	0.45
	20	0.81	0.98	0.51	0.48	0.45	0.45	0.62	0.52
	30	0.65	0.88	0.50	0.51	0.43	0.43	0.63	0.58
<b>P-Valor</b>									
	"20-10**	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8269	0.0206	0.0000	0.0000
	"30-20***	0.0000	0.0000	0.6671	0.0126	0.3451	0.2475	0.5734	0.0034
	Conjunta***	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.4328	0.0633	0.0000	0.0000

Tabela 9. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas - PNAD

		Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre SUP4+ e EM3 (Homens Brancos)										
<b>experiência</b>		1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
	10	0.72	0.71	0.52	0.47	0.52	0.58	0.66	0.80	0.84	0.92	0.95
	20	0.65	0.72	0.49	0.47	0.43	0.59	0.68	0.81	0.84	0.91	0.92
	30	0.79	0.74	0.43	0.50	0.46	0.59	0.63	0.65	0.75	0.78	0.86
<b>P-Valor</b>												
	"20-10**	0.1537	0.8085	0.6710	0.9727	0.1432	0.9063	0.6976	0.8293	0.9273	0.8475	0.6237
	"30-20***	0.0565	0.8042	0.4087	0.6682	0.7824	0.9939	0.3565	0.0029	0.2030	0.0410	0.3751
	Conjunta***	0.0899	0.9257	0.5477	0.8982	0.3419	0.9929	0.6370	0.0113	0.4096	0.0929	0.3816
		Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre EM3 e EF8 (Homens Brancos)										
<b>experiência</b>		1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
	10	0.39	0.46	0.47	0.45	0.46	0.40	0.37	0.35	0.35	0.36	0.31
	20	0.52	0.40	0.50	0.63	0.62	0.48	0.43	0.41	0.44	0.46	0.45
	30	0.25	0.43	0.53	0.34	0.43	0.49	0.42	0.59	0.53	0.51	0.49
<b>P-Valor</b>												
	"20-10**	0.0421	0.4966	0.6870	0.0011	0.0001	0.1441	0.1818	0.1174	0.0614	0.0083	0.0155
	"30-20***	0.0129	0.7904	0.6700	0.0001	0.0582	0.8641	0.7891	0.0118	0.2193	0.3382	0.5758
	Conjunta***	0.0334	0.7903	0.7756	0.0001	0.0004	0.2590	0.3977	0.0033	0.0395	0.0018	0.0090
		Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre EF8 e EF4 (Homens Brancos)										
<b>experiência</b>		1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
	20	0.45	0.58	0.45	0.31	0.41	0.42	0.49	0.48	0.35	0.48	0.39
	30	0.48	0.35	0.35	0.42	0.46	0.36	0.40	0.35	0.38	0.36	0.36
	40	0.62	0.73	0.50	0.49	0.91	0.20	0.27	0.35	0.39	0.19	0.26
<b>P-Valor</b>												
	"30-20**	0.7321	0.0085	0.0562	0.1575	0.5761	0.3403	0.1070	0.0992	0.6087	0.0000	0.6647
	"40-30***	0.2295	0.0400	0.3029	0.4865	0.0000	0.1170	0.5485	0.9893	0.8643	0.0002	0.4284
	Conjunta***	0.3241	0.0134	0.1260	0.0545	0.0000	0.0761	0.1951	0.2354	0.7987	0.0000	0.4612
		Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre EF4 e PRE (Homens Brancos)										
<b>experiência</b>		1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
	20	0.32	0.45	0.64	0.23	0.18	0.46	0.43	0.34	0.32	0.06	0.35
	30	0.58	0.70	0.42	0.59	0.51	0.44	0.28	0.29	0.43	0.24	0.45
	40	0.45	0.47	0.38	0.66	0.46	0.58	0.43	0.55	0.34	0.33	0.30
<b>P-Valor</b>												
	"30-20**	0.1473	0.0409	0.1696	0.0464	0.0078	0.8567	0.2840	0.6760	0.5244	0.1772	0.5857
	"40-30***	0.3930	0.1576	0.8339	0.6607	0.7697	0.4235	0.3435	0.1287	0.6361	0.5791	0.4544
	Conjunta***	0.3499	0.1178	0.1802	0.0264	0.0072	0.6768	0.5322	0.3141	0.7817	0.0650	0.7491
		Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre PRE e NEDUC (Homens Brancos)										
<b>experiência</b>		1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
	20	0.42	0.38	0.06	0.41	0.28	0.30	0.22	-0.20	0.38	0.41	0.00
	30	0.36	0.01	0.07	0.10	0.28	0.16	0.32	0.28	0.04	0.23	-0.12
	40	0.28	0.36	0.28	-0.10	-0.10	-0.08	0.12	0.00	0.23	0.22	0.10
<b>P-Valor</b>												
	"30-20**	0.7841	0.0628	0.9761	0.1083	0.9865	0.4137	0.5873	0.0002	0.1089	0.3326	0.6537
	"40-30***	0.6580	0.0569	0.3976	0.2364	0.0130	0.2325	0.2841	0.1405	0.4469	0.9757	0.2758
	Conjunta***	0.7156	0.0725	0.5901	0.0186	0.0093	0.0842	0.5625	0.0007	0.2765	0.3986	0.5518

SUP4+: nível escolar igual ou acima do superior, EM3: ensino médio, EF8: ginásial, EF4: primário  
 PRE: pré-escola e NEDUC: sem instrução. Esta nota se aplica para a próxima tabela.

Tabela 10. Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre dois grupos de anos de estudo por nível de experiência e P-Valor do teste de paralelismo para três hipóteses nulas.- Censo

Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre (Homens Brancos):								
experiência	1970****	SUP4+ e EM3			1970****	EM3 e EF8		
		1980	1991	2000		1980	1991	2000
10	0.95	0.99	0.88	1.03	0.52	0.52	0.43	0.39
20	0.74	0.72	0.79	0.93	0.46	0.51	0.51	0.48
30	0.53	0.55	0.65	0.85	0.45	0.47	0.50	0.51
<b>P-Valor</b>								
"20-10**	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1532	0.0000	0.0000
"30-20**	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.4774	0.0027	0.6671	0.0733
Conjunta***	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Diferença da média condicional dos rendimentos em log entre (Homens Brancos):								
experiência	1970****	EF8 e EF4			1970****	EF4 e NEDUC		
		1980	1991	2000		1980	1991	2000
20	0.76	0.56	0.45	0.42	0.66	0.51	0.51	0.45
30	0.82	0.59	0.45	0.44	0.71	0.59	0.62	0.54
40	0.78	0.56	0.43	0.41	0.75	0.62	0.63	0.61
<b>P-Valor</b>								
"30-20**	0.0001	0.0038	0.8269	0.1578	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000
"40-30**	0.0232	0.0025	0.3451	0.2425	0.0870	0.0002	0.5734	0.0004
Conjunta***	0.0004	0.0017	0.4328	0.2794	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

\*\*\*\*Para o ano de 1970, não há a variável raça, logo a estimativa é para todos homens.

Tabela 11. TIR's - PNADs

Ano/método	Especificação: Anos de Estudo											
	Sem correções				Plano Amostral				Plano Amostral & Heckit			
	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11
1992												
Mincer I	13.08%	13.08%	13.08%	13.08%	12.78%	12.78%	12.78%	12.78%	11.81%	11.81%	11.81%	11.81%
Mincer II	16.22%	16.22%	16.22%	16.22%	15.97%	15.97%	15.97%	15.97%	15.39%	15.39%	15.39%	15.39%
TIR-Não Linear	12.54%	8.35%	12.53%	16.12%	12.86%	8.70%	11.38%	15.84%	11.22%	8.42%	10.77%	15.02%
TIR-Não Paralelo param.	8.26%	11.21%	13.88%	14.31%	8.62%	11.21%	13.53%	13.70%	7.76%	10.35%	12.68%	13.00%
TIR-Não Paralelo n-param.	11.91%	9.33%	11.19%	15.90%	11.91%	9.33%	11.19%	15.64%	-	-	-	-
1993												
Mincer I	13.89%	13.89%	13.89%	13.89%	13.54%	13.54%	13.54%	13.54%	12.68%	12.68%	12.68%	12.68%
Mincer II	17.19%	17.19%	17.19%	17.19%	16.94%	16.94%	16.94%	16.94%	16.35%	16.35%	16.35%	16.35%
TIR-Não Linear	12.58%	9.68%	11.97%	17.66%	14.26%	9.94%	10.72%	16.93%	12.18%	9.90%	9.99%	16.46%
TIR-Não Paralelo param.	7.81%	11.48%	14.82%	15.73%	8.75%	11.64%	14.25%	14.59%	7.58%	10.69%	13.52%	14.16%
TIR-Não Paralelo n-param.	13.64%	10.37%	10.79%	16.62%	13.62%	10.34%	10.82%	16.52%	-	-	-	-
1995												
Mincer I	13.99%	13.99%	13.99%	13.99%	13.64%	13.64%	13.64%	13.64%	12.76%	12.76%	12.76%	12.76%
Mincer II	17.23%	17.23%	17.23%	17.23%	16.93%	16.93%	16.93%	16.93%	16.24%	16.24%	16.24%	16.24%
TIR-Não Linear	10.33%	7.64%	14.64%	18.47%	10.99%	7.51%	13.85%	18.54%	8.89%	6.88%	13.66%	18.29%
TIR-Não Paralelo param.	6.22%	10.73%	14.90%	16.58%	6.26%	10.54%	14.48%	16.03%	4.85%	9.49%	13.80%	15.80%
TIR-Não Paralelo n-param.	11.37%	7.95%	13.25%	19.58%	11.37%	7.94%	13.23%	19.59%	-	-	-	-
1996												
Mincer I	13.42%	13.42%	13.42%	13.42%	12.98%	12.98%	12.98%	12.98%	12.06%	12.06%	12.06%	12.06%
Mincer II	16.43%	16.43%	16.43%	16.43%	16.09%	16.09%	16.09%	16.09%	15.34%	15.34%	15.34%	15.34%
TIR-Não Linear	10.50%	7.99%	13.73%	16.50%	11.70%	8.08%	11.90%	16.29%	9.54%	7.64%	11.19%	15.88%
TIR-Não Paralelo param.	6.79%	10.61%	14.11%	15.30%	7.34%	10.60%	13.56%	14.34%	6.06%	9.55%	12.74%	13.85%
TIR-Não Paralelo n-param.	10.51%	8.73%	11.83%	16.24%	10.54%	8.71%	11.85%	15.99%	-	-	-	-
1997												
Mincer I	13.89%	13.89%	13.89%	13.89%	13.62%	13.62%	13.62%	13.62%	12.87%	12.87%	12.87%	12.87%
Mincer II	16.76%	16.76%	16.76%	16.76%	16.56%	16.56%	16.56%	16.56%	15.91%	15.91%	15.91%	15.91%
TIR-Não Linear	11.45%	8.40%	13.92%	17.12%	11.22%	8.55%	13.75%	16.37%	9.07%	8.28%	13.00%	15.99%
TIR-Não Paralelo param.	6.64%	10.75%	14.52%	15.89%	6.77%	10.68%	14.25%	15.47%	5.56%	9.71%	13.52%	15.08%
TIR-Não Paralelo n-param.	9.63%	9.00%	13.16%	17.69%	9.65%	8.94%	13.22%	17.66%	-	-	-	-
1998												
Mincer I	13.88%	13.88%	13.88%	13.88%	13.55%	13.55%	13.55%	13.55%	12.99%	12.99%	12.99%	12.99%
Mincer II	16.81%	16.81%	16.81%	16.81%	16.43%	16.43%	16.43%	16.43%	15.84%	15.84%	15.84%	15.84%
TIR-Não Linear	11.24%	7.28%	13.46%	19.28%	11.71%	7.29%	12.80%	18.69%	10.20%	6.99%	11.76%	18.49%
TIR-Não Paralelo param.	5.74%	10.51%	14.92%	16.78%	5.99%	10.47%	14.60%	16.24%	5.01%	9.59%	13.81%	15.68%
TIR-Não Paralelo n-param.	11.64%	7.94%	12.06%	19.30%	11.71%	7.99%	12.02%	19.30%	-	-	-	-
1999												
Mincer I	13.61%	13.61%	13.61%	13.61%	13.25%	13.25%	13.25%	13.25%	12.61%	12.61%	12.61%	12.61%
Mincer II	16.81%	16.81%	16.81%	16.81%	16.51%	16.51%	16.51%	16.51%	15.87%	15.87%	15.87%	15.87%
TIR-Não Linear	11.35%	7.65%	12.47%	18.87%	11.52%	8.34%	11.34%	18.06%	9.56%	8.24%	10.82%	17.25%
TIR-Não Paralelo param.	5.59%	10.30%	14.65%	16.50%	6.19%	10.38%	14.22%	15.67%	5.26%	9.52%	13.43%	15.07%
TIR-Não Paralelo n-param.	12.16%	8.89%	10.81%	18.91%	12.18%	8.90%	10.76%	18.92%	-	-	-	-
2001												
Mincer I	13.57%	13.57%	13.57%	13.57%	13.45%	13.45%	13.45%	13.45%	12.80%	12.80%	12.80%	12.80%
Mincer II	16.59%	16.59%	16.59%	16.59%	16.70%	16.70%	16.70%	16.70%	15.99%	15.99%	15.99%	15.99%
TIR-Não Linear	8.82%	8.71%	11.23%	20.71%	9.18%	8.35%	11.56%	20.51%	7.45%	7.41%	11.04%	19.94%
TIR-Não Paralelo param.	4.19%	9.79%	15.02%	17.66%	4.43%	9.92%	15.03%	17.53%	3.28%	8.90%	14.15%	16.94%
TIR-Não Paralelo n-param.	7.11%	9.42%	10.72%	21.68%	7.11%	9.42%	10.72%	21.68%	-	-	-	-
2002												
Mincer I	13.69%	13.69%	13.69%	13.69%	13.39%	13.39%	13.39%	13.39%	12.46%	12.46%	12.46%	12.46%
Mincer II	16.84%	16.84%	16.84%	16.84%	16.65%	16.65%	16.65%	16.65%	15.85%	15.85%	15.85%	15.85%
TIR-Não Linear	8.54%	7.20%	12.21%	21.83%	8.78%	7.28%	12.08%	20.83%	6.21%	7.01%	11.40%	20.20%
TIR-Não Paralelo param.	2.47%	8.91%	15.00%	18.51%	2.88%	8.91%	14.60%	17.78%	1.75%	7.96%	13.82%	17.28%
TIR-Não Paralelo n-param.	8.75%	7.53%	11.20%	21.48%	8.76%	7.52%	11.19%	21.33%	-	-	-	-
2003												
Mincer I	13.38%	13.38%	13.38%	13.38%	13.18%	13.18%	13.18%	13.18%	12.40%	12.40%	12.40%	12.40%
Mincer II	16.79%	16.79%	16.79%	16.79%	16.61%	16.61%	16.61%	16.61%	15.88%	15.88%	15.88%	15.88%
TIR-Não Linear	8.50%	7.06%	11.74%	20.29%	8.54%	6.76%	11.77%	19.75%	6.91%	6.33%	11.23%	19.05%
TIR-Não Paralelo param.	2.84%	8.85%	14.51%	17.71%	2.79%	8.78%	14.42%	17.57%	1.98%	7.97%	13.60%	16.89%
TIR-Não Paralelo n-param.	7.33%	8.09%	10.91%	20.49%	7.36%	8.02%	10.87%	20.51%	-	-	-	-
2004												
Mincer I	13.06%	13.06%	13.06%	13.06%	12.67%	12.67%	12.67%	12.67%	11.79%	11.79%	11.79%	11.79%
Mincer II	16.41%	16.41%	16.41%	16.41%	16.08%	16.08%	16.08%	16.08%	15.36%	15.36%	15.36%	15.36%
TIR-Não Linear	9.68%	6.85%	11.17%	20.78%	9.00%	6.67%	11.28%	19.58%	6.94%	6.35%	10.77%	19.01%
TIR-Não Paralelo param.	2.52%	8.55%	14.25%	17.53%	2.68%	8.47%	13.91%	17.00%	1.67%	7.57%	13.12%	16.44%
TIR-Não Paralelo n-param.	8.31%	6.81%	10.52%	19.73%	8.27%	6.78%	10.50%	19.66%	-	-	-	-

Tabela 11. TIR's - PNADs (continuação)

Ano/método	Especificação: séries														
	Sem correções					Plano Amostral					Plano Amostral & Heckit				
	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
1992															
Mincer I	12.72%	12.72%	12.72%	12.72%	12.72%	12.51%	12.51%	12.51%	12.51%	12.51%	11.57%	11.57%	11.57%	11.57%	11.57%
Mincer II	15.85%	15.85%	15.85%	15.85%	15.85%	15.73%	15.73%	15.73%	15.73%	15.73%	15.18%	15.18%	15.18%	15.18%	15.18%
TIR-Não Linear	4.29%	6.58%	7.27%	9.04%	9.72%	4.74%	6.44%	7.71%	8.91%	9.21%	3.87%	5.72%	7.51%	8.43%	8.67%
TIR-Não Paralelo param.	1.17%	6.00%	9.60%	10.45%	8.36%	1.27%	6.29%	9.62%	10.19%	8.00%	1.26%	6.25%	9.60%	10.21%	8.03%
TIR-Não Paralelo n-param.	4.95%	6.22%	8.12%	8.63%	9.14%	4.95%	6.31%	7.86%	8.48%	9.17%	-	-	-	-	-
1993															
Mincer I	13.48%	13.48%	13.48%	13.48%	13.48%	13.23%	13.23%	13.23%	13.23%	13.23%	12.39%	12.39%	12.39%	12.39%	12.39%
Mincer II	16.79%	16.79%	16.79%	16.79%	16.79%	16.66%	16.66%	16.66%	16.66%	16.66%	16.10%	16.10%	16.10%	16.10%	16.10%
TIR-Não Linear	3.15%	7.38%	8.08%	9.31%	10.86%	2.76%	8.57%	8.56%	9.41%	9.79%	1.60%	7.78%	8.60%	8.78%	9.41%
TIR-Não Paralelo param.	1.06%	5.70%	9.98%	11.91%	9.68%	1.30%	6.36%	10.13%	11.46%	8.99%	1.30%	6.46%	10.01%	10.70%	8.47%
TIR-Não Paralelo n-param.	3.35%	7.57%	9.02%	9.28%	9.82%	3.35%	7.65%	8.80%	9.07%	10.19%	-	-	-	-	-
1995															
Mincer I	13.62%	13.62%	13.62%	13.62%	13.62%	13.39%	13.39%	13.39%	13.39%	13.39%	12.55%	12.55%	12.55%	12.55%	12.55%
Mincer II	16.91%	16.91%	16.91%	16.91%	16.91%	16.75%	16.75%	16.75%	16.75%	16.75%	16.10%	16.10%	16.10%	16.10%	16.10%
TIR-Não Linear	1.61%	6.51%	6.78%	10.59%	12.07%	0.22%	8.03%	6.79%	10.92%	11.59%	-0.98%	7.36%	6.27%	10.74%	11.36%
TIR-Não Paralelo param.	0.69%	4.49%	9.75%	11.51%	10.44%	0.74%	4.58%	9.61%	11.21%	10.10%	0.74%	4.74%	9.16%	11.04%	9.49%
TIR-Não Paralelo n-param.	0.97%	7.56%	7.19%	10.59%	11.99%	0.95%	7.57%	7.10%	10.41%	12.55%	-	-	-	-	-
1996															
Mincer I	13.06%	13.06%	13.06%	13.06%	13.06%	12.70%	12.70%	12.70%	12.70%	12.70%	11.81%	11.81%	11.81%	11.81%	11.81%
Mincer II	16.10%	16.10%	16.10%	16.10%	16.10%	15.87%	15.87%	15.87%	15.87%	15.87%	15.14%	15.14%	15.14%	15.14%	15.14%
TIR-Não Linear	2.14%	6.51%	6.43%	10.36%	12.41%	1.99%	7.21%	6.71%	9.89%	11.60%	1.36%	6.03%	6.30%	9.32%	11.29%
TIR-Não Paralelo param.	0.82%	4.85%	9.02%	10.84%	11.39%	0.98%	5.25%	9.02%	10.43%	10.69%	0.97%	5.31%	9.12%	10.37%	8.58%
TIR-Não Paralelo n-param.	1.64%	6.75%	7.29%	9.76%	11.63%	1.64%	6.78%	7.14%	10.08%	11.94%	-	-	-	-	-
1997															
Mincer I	13.56%	13.56%	13.56%	13.56%	13.56%	13.37%	13.37%	13.37%	13.37%	13.37%	12.66%	12.66%	12.66%	12.66%	12.66%
Mincer II	16.49%	16.49%	16.49%	16.49%	16.49%	16.39%	16.39%	16.39%	16.39%	16.39%	15.76%	15.76%	15.76%	15.76%	15.76%
TIR-Não Linear	1.95%	6.89%	7.11%	11.43%	11.44%	2.54%	6.06%	7.46%	12.09%	10.42%	2.01%	4.83%	7.25%	11.47%	10.09%
TIR-Não Paralelo param.	0.78%	4.78%	8.99%	12.72%	10.44%	0.82%	4.87%	8.93%	12.49%	10.18%	0.82%	4.97%	9.21%	10.86%	9.19%
TIR-Não Paralelo n-param.	3.08%	5.21%	7.79%	11.61%	11.06%	3.07%	5.27%	7.42%	12.42%	10.64%	-	-	-	-	-
1998															
Mincer I	13.53%	13.53%	13.53%	13.53%	13.53%	13.28%	13.28%	13.28%	13.28%	13.28%	12.74%	12.74%	12.74%	12.74%	12.74%
Mincer II	16.50%	16.50%	16.50%	16.50%	16.50%	16.22%	16.22%	16.22%	16.22%	16.22%	15.64%	15.64%	15.64%	15.64%	15.64%
TIR-Não Linear	2.12%	6.46%	6.36%	10.86%	14.73%	2.08%	6.66%	6.52%	11.14%	13.68%	1.64%	5.83%	6.24%	10.25%	13.48%
TIR-Não Paralelo param.	0.58%	4.31%	8.47%	12.74%	12.50%	0.71%	4.61%	8.36%	12.16%	11.72%	0.66%	4.52%	9.07%	11.04%	9.49%
TIR-Não Paralelo n-param.	2.54%	6.10%	6.73%	10.64%	14.32%	2.59%	6.19%	6.68%	10.28%	14.19%	-	-	-	-	-
1999															
Mincer I	13.28%	13.28%	13.28%	13.28%	13.28%	12.99%	12.99%	12.99%	12.99%	12.99%	12.40%	12.40%	12.40%	12.40%	12.40%
Mincer II	16.53%	16.53%	16.53%	16.53%	16.53%	16.31%	16.31%	16.31%	16.31%	16.31%	15.70%	15.70%	15.70%	15.70%	15.70%
TIR-Não Linear	2.25%	7.16%	5.95%	10.60%	12.47%	2.12%	7.14%	6.57%	10.62%	11.39%	1.33%	6.23%	6.43%	10.19%	10.91%
TIR-Não Paralelo param.	0.56%	4.34%	8.07%	13.30%	10.88%	0.59%	4.36%	7.94%	12.96%	10.58%	0.71%	4.62%	8.97%	10.78%	9.19%
TIR-Não Paralelo n-param.	1.76%	7.36%	6.91%	10.19%	11.92%	1.85%	7.42%	6.68%	10.44%	11.41%	-	-	-	-	-
2001															
Mincer I	13.27%	13.27%	13.27%	13.27%	13.27%	13.21%	13.21%	13.21%	13.21%	13.21%	12.61%	12.61%	12.61%	12.61%	12.61%
Mincer II	16.32%	16.32%	16.32%	16.32%	16.32%	16.50%	16.50%	16.50%	16.50%	16.50%	15.82%	15.82%	15.82%	15.82%	15.82%
TIR-Não Linear	2.68%	5.05%	7.51%	7.57%	14.96%	3.01%	4.94%	7.27%	8.53%	14.78%	2.66%	3.99%	6.46%	8.11%	13.83%
TIR-Não Paralelo param.	0.24%	3.28%	8.44%	11.07%	12.64%	0.30%	3.46%	8.54%	11.05%	12.53%	0.30%	3.44%	8.62%	11.37%	10.21%
TIR-Não Paralelo n-param.	2.47%	4.49%	8.06%	8.26%	15.11%	2.47%	4.55%	7.96%	8.46%	15.13%	-	-	-	-	-
2002															
Mincer I	13.39%	13.39%	13.39%	13.39%	13.39%	13.16%	13.16%	13.16%	13.16%	13.16%	12.27%	12.27%	12.27%	12.27%	12.27%
Mincer II	16.58%	16.58%	16.58%	16.58%	16.58%	16.48%	16.48%	16.48%	16.48%	16.48%	15.70%	15.70%	15.70%	15.70%	15.70%
TIR-Não Linear	0.28%	6.57%	6.01%	8.94%	14.77%	-0.58%	6.91%	6.18%	9.64%	13.46%	-1.62%	5.72%	5.90%	9.05%	12.99%
TIR-Não Paralelo param.	-0.15%	2.10%	7.56%	11.99%	12.51%	-0.05%	2.37%	7.55%	11.69%	12.07%	-0.04%	2.31%	7.78%	11.13%	10.47%
TIR-Não Paralelo n-param.	-1.26%	7.07%	6.31%	9.21%	13.89%	-1.34%	7.23%	6.37%	9.04%	13.82%	-	-	-	-	-
2003															
Mincer I	13.10%	13.10%	13.10%	13.10%	13.10%	12.96%	12.96%	12.96%	12.96%	12.96%	12.21%	12.21%	12.21%	12.21%	12.21%
Mincer II	16.53%	16.53%	16.53%	16.53%	16.53%	16.42%	16.42%	16.42%	16.42%	16.42%	15.71%	15.71%	15.71%	15.71%	15.71%
TIR-Não Linear	2.88%	4.96%	6.12%	8.10%	13.64%	3.02%	4.40%	5.98%	8.92%	12.69%	2.40%	3.53%	5.56%	8.50%	12.21%
TIR-Não Paralelo param.	-0.03%	2.37%	7.96%	10.72%	11.75%	-0.03%	2.35%	7.91%	10.62%	11.61%	0.00%	2.39%	7.72%	10.92%	10.21%
TIR-Não Paralelo n-param.	3.50%	3.93%	7.00%	8.56%	13.17%	3.50%	3.98%	7.07%	8.57%	12.67%	-	-	-	-	-
2004															
Mincer I	12.79%	12.79%	12.79%	12.79%	12.79%	12.50%	12.50%	12.50%	12.50%	12.50%	11.65%	11.65%	11.65%	11.65%	11.65%
Mincer II	16.16%	16.16%	16.16%	16.16%	16.16%	15.96%	15.96%	15.96%	15.96%	15.96%	15.26%	15.26%	15.26%	15.26%	15.26%
TIR-Não Linear	1.30%	7.00%	5.60%	7.92%	12.65%	1.43%	6.09%	5.73%	8.78%	11.50%	0.95%	4.73%	5.47%	8.34%	11.14%
TIR-Não Paralelo param.	-0.11%	2.21%	7.29%	10.72%	10.75%	-0.05%	2.34%	7.22%	10.46%	10.42%	-0.03%	2.24%	7.44%	10.61%	10.01%
TIR-Não Paralelo n-param.	1.10%	5.97%	5.77%	8.37%	11.61%	0.93%	6.13%	5.70%	8.20%	12.38%	-	-	-	-	-

Tabela 12. TIR's - Censos

especificação anos de estudo										
Ano/método	Sem correções					Heckit				
1991	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15
Mincer I	12.54%	12.54%	12.54%	12.54%	12.54%	12.56%	12.56%	12.56%	12.56%	12.56%
Mincer II	16.03%	16.03%	16.03%	16.03%	16.03%	16.05%	16.05%	16.05%	16.05%	16.05%
TIR-Não Linear	13.35%	9.07%	13.30%	13.94%	24.78%	13.58%	8.88%	13.38%	14.28%	23.65%
TIR-Não Paralelo param.	9.50%	11.27%	12.85%	14.46%	15.86%	9.30%	11.19%	12.87%	14.59%	16.09%
TIR-Não Paralelo n-param.	12.14%	9.26%	13.06%	14.39%	22.83%	-	-	-	-	-
2000	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15
Mincer I	13.78%	13.78%	13.78%	13.78%	13.78%	17.49%	17.49%	17.49%	17.49%	17.49%
Mincer II	16.92%	16.92%	16.92%	16.92%	16.92%	17.04%	17.04%	17.04%	17.04%	17.04%
TIR-Não Linear	12.19%	8.80%	12.63%	18.91%	26.26%	11.38%	8.91%	12.65%	19.79%	12.82%
TIR-Não Paralelo param.	4.81%	9.37%	13.58%	18.04%	22.04%	4.81%	9.37%	13.58%	18.04%	22.04%
TIR-Não Paralelo n-param.	10.76%	8.94%	11.91%	20.52%	23.87%	-	-	-	-	-

especificação série										
Ano/método	Sem correções					Heckit				
1970	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
Mincer I	16.97%	16.97%	16.97%	16.97%	-	16.34%	16.34%	16.34%	16.34%	-
Mincer II	19.55%	19.55%	19.55%	19.55%	-	19.08%	19.08%	19.08%	19.08%	-
TIR-Não Linear	7.67%	14.22%	10.05%	19.77%	-	6.98%	14.25%	9.47%	20.07%	-
TIR-Não Paralelo param.	7.49%	13.26%	13.16%	17.98%	-	6.62%	12.02%	12.61%	17.69%	-
TIR-Não Paralelo n-param.	11.35%	16.20%	6.22%	22.80%	-	-	-	-	-	-
1980	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
Mincer I	13.65%	13.65%	13.65%	13.65%	13.65%	13.75%	13.75%	13.75%	13.75%	13.75%
Mincer II	17.04%	17.04%	17.04%	17.04%	17.04%	17.08%	17.08%	17.08%	17.08%	17.08%
TIR-Não Linear	6.30%	9.10%	10.68%	9.24%	5.07%	7.26%	9.78%	11.69%	10.53%	3.57%
TIR-Não Paralelo param.	6.58%	11.01%	12.86%	9.18%	3.97%	9.12%	10.46%	8.69%	4.57%	1.56%
TIR-Não Paralelo n-param.	7.39%	9.83%	12.00%	10.50%	5.60%	-	-	-	-	-
1991	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
Mincer I	12.74%	12.74%	12.74%	12.74%	12.74%	12.77%	12.77%	12.77%	12.77%	12.77%
Mincer II	16.31%	16.31%	16.31%	16.31%	16.31%	16.34%	16.34%	16.34%	16.34%	16.34%
TIR-Não Linear	9.03%	7.91%	11.96%	9.97%	5.24%	8.98%	7.74%	12.03%	10.04%	5.07%
TIR-Não Paralelo param.	6.28%	9.84%	11.95%	9.07%	2.72%	5.55%	9.32%	11.87%	9.55%	3.04%
TIR-Não Paralelo n-param.	8.49%	8.02%	11.79%	10.00%	5.49%	-	-	-	-	-
2000	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
Mincer I	13.94%	13.94%	13.94%	13.94%	13.94%	16.70%	16.70%	16.70%	16.70%	16.70%
Mincer II	17.21%	17.21%	17.21%	17.21%	17.21%	17.29%	17.29%	17.29%	17.29%	17.29%
TIR-Não Linear	8.41%	7.19%	10.33%	12.94%	5.45%	7.70%	7.25%	10.42%	12.79%	3.03%
TIR-Não Paralelo param.	3.94%	8.70%	11.91%	11.55%	2.82%	5.57%	9.70%	12.02%	11.07%	2.74%
TIR-Não Paralelo n-param.	7.55%	7.29%	9.96%	13.39%	5.33%	-	-	-	-	-

Tabela 13. TIR's adicionais - Não Paramétrico - PNAD

Não Paramétrico - Plano Amostral									
Ano/método	especificação anos de estudo					especificação série			
1992	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	11.91%	9.33%	11.19%	15.64%	4.95%	6.31%	7.86%	8.48%	9.17%
TIR - adicional1	11.65%	7.78%	13.47%	16.85%	3.44%	6.23%	6.83%	10.32%	9.55%
TIR - adicional2	8.09%	19.52%	14.66%	28.39%	1.23%	5.34%	14.97%	11.36%	15.84%
TIR - adicional3	8.32%	19.48%	14.59%	28.39%	1.61%	5.66%	14.89%	11.18%	15.79%
TIR - adicional4	7.12%	13.87%	12.88%	21.91%	1.19%	4.83%	11.47%	10.16%	12.01%
1993	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	13.62%	10.34%	10.82%	16.52%	3.35%	7.65%	8.80%	9.07%	10.19%
TIR - adicional1	12.43%	9.15%	13.38%	17.52%	1.60%	8.49%	7.81%	11.13%	10.65%
TIR - adicional2	9.59%	17.14%	21.32%	18.66%	0.81%	6.60%	13.47%	17.21%	12.86%
TIR - adicional3	9.88%	17.06%	21.31%	18.65%	0.36%	7.08%	13.30%	17.18%	12.76%
TIR - adicional4	8.30%	12.61%	17.85%	15.68%	-0.07%	6.02%	10.48%	14.93%	10.29%
1995	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	11.37%	7.94%	13.23%	19.59%	0.95%	7.57%	7.10%	10.41%	12.55%
TIR - adicional1	12.14%	8.69%	12.32%	19.70%	1.22%	7.95%	7.68%	9.77%	12.23%
TIR - adicional2	9.12%	13.90%	16.37%	25.65%	0.82%	6.19%	12.30%	12.56%	16.45%
TIR - adicional3	9.42%	13.79%	16.35%	25.64%	1.01%	6.63%	12.14%	12.48%	16.43%
TIR - adicional4	7.97%	11.16%	13.92%	20.29%	0.61%	5.71%	10.03%	11.12%	12.61%
1996	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	10.54%	8.71%	11.85%	15.99%	1.64%	6.78%	7.14%	10.08%	11.94%
TIR - adicional1	10.86%	8.91%	11.80%	16.91%	1.62%	6.79%	7.52%	9.26%	12.70%
TIR - adicional2	6.71%	14.35%	15.81%	21.11%	1.24%	4.66%	11.57%	12.06%	14.34%
TIR - adicional3	7.14%	14.25%	15.77%	21.11%	1.47%	5.13%	11.38%	11.94%	14.32%
TIR - adicional4	6.37%	11.06%	13.46%	16.92%	0.93%	4.59%	9.28%	10.63%	11.33%
TIR - adicional4 (POF)	5.76%	9.87%	12.21%	17.33%	0.92%	4.14%	8.42%	9.85%	11.62%
1997	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	9.65%	8.94%	13.22%	17.66%	3.07%	5.27%	7.42%	12.42%	10.64%
TIR - adicional1	9.86%	9.43%	11.77%	17.89%	2.94%	5.79%	7.89%	10.39%	11.57%
TIR - adicional2	5.83%	13.92%	18.41%	17.68%	1.60%	3.67%	11.02%	16.12%	13.11%
TIR - adicional3	6.46%	13.87%	18.38%	17.67%	2.25%	4.38%	10.93%	16.06%	13.06%
TIR - adicional4	5.81%	11.11%	15.68%	14.89%	1.68%	3.93%	9.20%	14.00%	10.69%
1998	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	11.71%	7.99%	12.02%	19.30%	2.59%	6.19%	6.68%	10.28%	14.19%
TIR - adicional1	9.16%	8.45%	12.33%	18.78%	2.89%	5.04%	6.76%	10.76%	14.58%
TIR - adicional2	6.21%	12.91%	17.12%	22.93%	1.17%	3.74%	9.88%	14.18%	16.96%
TIR - adicional3	6.86%	12.73%	17.10%	22.93%	1.78%	4.51%	9.55%	14.16%	16.95%
TIR - adicional4	6.03%	10.19%	14.45%	18.36%	1.29%	3.97%	7.72%	12.38%	13.15%
1999	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	12.18%	8.90%	10.76%	18.92%	1.85%	7.42%	6.68%	10.44%	11.41%
TIR - adicional1	9.64%	8.34%	12.03%	19.16%	3.27%	5.63%	6.37%	11.20%	12.73%
TIR - adicional2	6.58%	10.01%	20.39%	23.35%	1.04%	3.87%	7.77%	18.67%	15.90%
TIR - adicional3	7.28%	9.86%	20.37%	23.34%	1.69%	4.90%	7.49%	18.64%	15.87%
TIR - adicional4	6.37%	8.37%	17.25%	18.36%	1.28%	4.32%	6.32%	16.04%	12.34%
2001	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	7.11%	9.42%	10.72%	21.68%	2.47%	4.55%	7.96%	8.46%	15.13%
TIR - adicional1	7.69%	8.64%	10.95%	21.93%	2.45%	4.88%	7.30%	8.43%	15.50%
TIR - adicional2	7.25%	12.32%	13.49%	27.47%	0.83%	4.61%	10.10%	10.08%	17.30%
TIR - adicional3	7.58%	12.21%	13.48%	27.47%	1.78%	4.99%	9.92%	10.03%	17.29%
TIR - adicional4	6.47%	9.91%	11.93%	21.55%	1.40%	4.28%	8.38%	8.87%	13.43%
2002	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	8.76%	7.52%	11.19%	21.33%	-1.34%	7.23%	6.37%	9.04%	13.82%
TIR - adicional1	8.74%	6.64%	11.72%	22.44%	0.46%	6.51%	5.61%	9.55%	14.99%
TIR - adicional2	5.20%	10.13%	17.05%	24.84%	-1.10%	4.12%	8.09%	13.29%	16.78%
TIR - adicional3	5.81%	9.90%	17.04%	24.83%	1.08%	4.60%	7.77%	13.25%	16.75%
TIR - adicional4	5.18%	7.93%	14.59%	19.72%	0.81%	4.06%	6.54%	11.81%	13.08%
2003	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	7.36%	8.02%	10.87%	20.51%	3.50%	3.98%	7.07%	8.57%	12.67%
TIR - adicional1	7.28%	7.35%	10.93%	20.50%	1.39%	5.05%	6.44%	8.44%	13.72%
TIR - adicional2	3.74%	14.33%	19.18%	23.08%	0.71%	2.24%	11.91%	13.12%	16.53%
TIR - adicional3	4.69%	14.16%	19.16%	23.08%	1.57%	3.39%	11.64%	13.03%	16.51%
TIR - adicional4	4.23%	10.82%	16.32%	18.93%	1.13%	3.06%	9.29%	11.25%	13.31%
2004	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Paralelo	8.27%	6.78%	10.50%	19.66%	0.93%	6.13%	5.70%	8.20%	12.38%
TIR - adicional1	8.53%	6.43%	10.81%	20.88%	1.17%	6.41%	5.39%	8.54%	12.56%
TIR - adicional2	2.94%	15.63%	13.15%	23.59%	0.49%	2.08%	12.24%	9.92%	14.61%
TIR - adicional3	4.44%	15.51%	13.16%	23.59%	1.32%	3.50%	11.93%	9.92%	14.57%
TIR - adicional4	4.06%	12.01%	11.78%	19.05%	0.99%	3.14%	9.60%	9.17%	11.45%

Adicional 1: TIR não linear ou não paralela, mas foi incluído os que estudam enquanto trabalham

Adicional 2: Adicional 1 com faixa etária de 10 a 65 anos e  $l=40$  primeiros anos ( $l'(s)=1$ )

Adicional 3: Adicional 1 com faixa etária de 10 a 65 anos e idade de aposentadoria igual a 65 ( $l'(s)=0$ )

Adicional 4: Adicional 3 e incluído os custos diretos. Esta nota se aplica às Tabelas 14-16.

Tabela 14. TIR's adicionais - Não Linear - PNAD

Não Linear - Plano Amostral & Heckit									
Ano/método	especificação anos de estudo					especificação série			
	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
1992	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	11.22%	8.42%	10.77%	15.02%	3.87%	5.72%	7.51%	8.43%	8.67%
TIR - adicional1	11.12%	7.68%	13.28%	16.46%	3.05%	5.88%	6.59%	10.03%	9.31%
TIR - adicional2	9.31%	8.40%	16.39%	20.02%	1.94%	5.23%	7.12%	12.14%	11.11%
TIR - adicional3	9.38%	8.27%	16.37%	20.01%	2.01%	5.38%	6.94%	12.08%	11.03%
TIR - adicional4	8.09%	7.28%	14.70%	17.18%	1.55%	4.72%	6.24%	11.17%	9.32%
1993	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	12.18%	9.90%	9.99%	16.46%	1.60%	7.78%	8.60%	8.78%	9.41%
TIR - adicional1	12.79%	8.74%	12.85%	17.80%	1.80%	7.79%	7.28%	10.66%	10.98%
TIR - adicional2	11.70%	9.53%	16.21%	21.21%	1.26%	7.15%	7.93%	13.21%	12.46%
TIR - adicional3	11.74%	9.44%	16.20%	21.21%	1.34%	7.25%	7.78%	13.17%	12.42%
TIR - adicional4	9.93%	8.29%	14.59%	18.08%	0.89%	6.30%	6.97%	12.14%	10.55%
1995	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	8.89%	6.88%	13.66%	18.29%	-0.98%	7.36%	6.27%	10.74%	11.36%
TIR - adicional1	11.63%	8.02%	12.50%	19.32%	0.56%	7.98%	6.96%	9.77%	12.49%
TIR - adicional2	10.04%	8.99%	15.69%	25.38%	0.84%	6.59%	7.89%	12.02%	14.98%
TIR - adicional3	10.13%	8.89%	15.67%	23.44%	0.94%	6.73%	7.76%	11.95%	14.95%
TIR - adicional4	8.67%	7.78%	13.97%	19.59%	0.57%	5.89%	6.88%	10.98%	12.45%
1996	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	9.54%	7.64%	11.19%	15.88%	1.36%	6.03%	6.30%	9.32%	11.29%
TIR - adicional1	9.80%	8.34%	11.62%	17.69%	1.37%	6.23%	6.85%	9.46%	13.40%
TIR - adicional2	9.02%	8.86%	14.83%	21.58%	1.90%	5.23%	7.20%	11.90%	15.54%
TIR - adicional3	9.12%	8.76%	14.80%	21.58%	1.98%	5.41%	7.03%	11.84%	15.52%
TIR - adicional4	7.95%	7.61%	13.20%	18.05%	1.48%	4.81%	6.25%	10.83%	13.03%
TIR - adicional4 (POF)	7.06%	7.07%	12.25%	18.42%	1.47%	4.31%	5.87%	10.20%	13.29%
1997	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	9.07%	8.28%	13.00%	15.99%	2.01%	4.83%	7.25%	11.47%	10.09%
TIR - adicional1	9.88%	8.68%	12.28%	17.67%	2.92%	5.19%	6.99%	11.64%	10.73%
TIR - adicional2	8.77%	9.18%	15.17%	21.44%	2.69%	4.55%	7.36%	14.50%	12.40%
TIR - adicional3	8.89%	9.09%	15.15%	21.43%	2.77%	4.77%	7.21%	14.47%	12.36%
TIR - adicional4	7.72%	8.02%	13.48%	18.16%	2.15%	4.22%	6.33%	12.97%	10.27%
1998	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	10.20%	6.99%	11.76%	18.49%	1.64%	5.83%	6.24%	10.25%	13.48%
TIR - adicional1	9.18%	7.85%	11.99%	19.51%	1.39%	5.70%	6.36%	10.16%	14.29%
TIR - adicional2	8.14%	8.25%	15.43%	23.40%	1.00%	5.18%	6.66%	12.87%	16.26%
TIR - adicional3	8.28%	8.13%	15.40%	23.40%	1.10%	5.38%	6.47%	12.82%	16.25%
TIR - adicional4	7.16%	7.14%	13.68%	19.47%	0.71%	4.70%	5.66%	11.64%	13.23%
1999	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	9.56%	8.24%	10.82%	17.25%	1.33%	6.23%	6.43%	10.19%	10.91%
TIR - adicional1	10.37%	7.79%	12.11%	18.70%	2.27%	6.21%	6.02%	10.38%	13.57%
TIR - adicional2	9.24%	8.38%	14.77%	22.82%	2.03%	5.52%	6.18%	14.21%	13.90%
TIR - adicional3	9.36%	8.28%	14.75%	22.82%	2.13%	5.73%	5.99%	14.17%	13.86%
TIR - adicional4	8.06%	7.24%	13.22%	18.65%	1.57%	5.02%	5.24%	12.79%	11.07%
2001	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	7.45%	7.41%	11.04%	19.94%	2.66%	3.99%	6.46%	8.11%	13.83%
TIR - adicional1	7.82%	7.65%	11.61%	20.65%	2.13%	4.73%	6.44%	8.90%	14.50%
TIR - adicional2	7.36%	8.39%	13.96%	24.45%	1.65%	4.60%	7.03%	10.58%	16.96%
TIR - adicional3	7.52%	8.27%	13.92%	24.45%	1.73%	4.81%	6.85%	10.48%	16.95%
TIR - adicional4	6.50%	7.26%	12.50%	20.11%	1.29%	4.20%	6.14%	9.67%	13.64%
2002	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	6.21%	7.01%	11.40%	20.20%	-1.62%	5.72%	5.90%	9.05%	12.99%
TIR - adicional1	8.42%	6.02%	12.61%	22.00%	-0.25%	6.77%	5.19%	9.87%	14.18%
TIR - adicional2	7.96%	6.75%	14.69%	25.61%	0.02%	5.96%	5.82%	11.42%	16.44%
TIR - adicional3	8.09%	6.50%	14.66%	25.61%	0.12%	6.11%	5.52%	11.34%	16.43%
TIR - adicional4	7.00%	5.67%	13.08%	20.98%	-0.16%	5.31%	4.91%	10.39%	13.31%
2003	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	6.91%	6.33%	11.23%	19.05%	2.40%	3.53%	5.56%	8.50%	12.21%
TIR - adicional1	7.75%	6.17%	11.36%	21.00%	0.53%	5.49%	5.58%	8.63%	13.06%
TIR - adicional2	7.56%	6.99%	13.43%	25.02%	0.41%	5.38%	6.39%	9.90%	15.40%
TIR - adicional3	7.71%	6.76%	13.38%	25.02%	0.51%	5.55%	6.14%	9.77%	15.38%
TIR - adicional4	6.65%	5.98%	12.07%	20.91%	0.20%	4.82%	5.49%	8.78%	12.55%
2004	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	PRE-NEDUC	EF4-PRE	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3
TIR - Não Linear	6.94%	6.35%	10.77%	19.01%	0.95%	4.73%	5.47%	8.34%	11.14%
TIR - adicional1	8.26%	5.30%	11.48%	21.06%	0.89%	5.83%	4.64%	8.58%	13.18%
TIR - adicional2	7.74%	6.41%	13.61%	24.76%	1.18%	5.05%	5.48%	9.94%	15.27%
TIR - adicional3	7.87%	6.14%	13.56%	24.76%	1.26%	5.24%	5.16%	9.82%	15.25%
TIR - adicional4	6.79%	5.38%	12.24%	20.42%	0.90%	4.53%	4.61%	8.83%	12.53%

Tabela 15. TIR's adicionais - Não Paramétrico - Censo

Não Paramétrico - Peso Amostral										
Ano/método	especificação anos de estudo					especificação série				
	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
1970	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Paralelo	-	-	-	-	-	11.35%	16.20%	6.22%	22.80%	-
TIR - adicional1	-	-	-	-	-	10.57%	17.12%	7.38%	23.89%	-
TIR - adicional2	-	-	-	-	-	9.18%	23.60%	15.07%	33.01%	-
TIR - adicional3	-	-	-	-	-	9.29%	23.60%	14.97%	33.01%	-
TIR - adicional4	-	-	-	-	-	7.10%	19.49%	13.31%	30.23%	-
1980	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Paralelo	-	-	-	-	-	7.39%	9.83%	12.00%	10.50%	5.60%
TIR - adicional1	-	-	-	-	-	6.99%	9.46%	12.00%	10.35%	5.44%
TIR - adicional2	-	-	-	-	-	5.44%	13.70%	18.86%	13.75%	6.16%
TIR - adicional3	-	-	-	-	-	5.76%	13.65%	18.83%	13.67%	5.99%
TIR - adicional4	-	-	-	-	-	5.30%	12.34%	17.26%	12.42%	5.76%
1991	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Paralelo	12.14%	9.26%	13.06%	14.39%	22.83%	8.49%	8.02%	11.79%	10.00%	5.49%
TIR - adicional1	11.14%	9.88%	13.64%	15.41%	18.23%	7.93%	8.53%	12.27%	10.76%	4.38%
TIR - adicional2	7.90%	12.83%	18.12%	19.71%	15.62%	5.80%	10.94%	16.09%	12.90%	4.86%
TIR - adicional3	8.28%	12.80%	18.11%	19.70%	15.67%	6.22%	10.88%	16.06%	12.82%	4.68%
TIR - adicional4	7.53%	11.27%	16.33%	16.84%	12.82%	5.70%	9.78%	14.68%	11.23%	4.08%
2000	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Paralelo	10.76%	8.94%	11.91%	20.52%	23.87%	7.55%	7.29%	9.96%	13.39%	5.33%
TIR - adicional1	10.30%	8.68%	12.59%	20.80%	22.44%	6.16%	7.03%	10.53%	14.39%	5.49%
TIR - adicional2	5.71%	12.53%	17.65%	27.96%	18.44%	3.50%	10.01%	14.23%	16.91%	6.37%
TIR - adicional3	6.36%	12.42%	17.63%	27.95%	18.46%	4.37%	9.79%	14.19%	16.89%	6.07%
TIR - adicional4	6.01%	11.09%	16.19%	23.56%	15.32%	4.09%	8.95%	13.30%	14.65%	5.43%

Tabela 16. TIR's adicionais - Não Linear - Censo

Não Linear - Heckit										
Ano/método	especificação anos de estudo					especificação série				
	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
1970	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Linear	-	-	-	-	-	6.98%	14.25%	9.47%	20.07%	-
TIR - adicional1	-	-	-	-	-	6.87%	14.15%	10.22%	19.91%	-
TIR - adicional2	-	-	-	-	-	5.19%	16.14%	13.84%	26.93%	-
TIR - adicional3	-	-	-	-	-	5.33%	16.14%	13.80%	26.93%	-
TIR - adicional4	-	-	-	-	-	4.79%	15.13%	13.28%	25.96%	-
1980	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Linear	-	-	-	-	-	6.30%	9.10%	10.68%	9.24%	5.07%
TIR - adicional1	-	-	-	-	-	6.94%	9.35%	11.80%	10.24%	5.42%
TIR - adicional2	-	-	-	-	-	5.03%	12.23%	14.71%	9.16%	3.93%
TIR - adicional3	-	-	-	-	-	5.38%	12.19%	14.68%	9.06%	3.59%
TIR - adicional4	-	-	-	-	-	5.00%	11.31%	13.81%	8.43%	3.43%
1991	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Linear	13.58%	8.88%	13.38%	14.28%	23.65%	8.98%	7.74%	12.03%	10.04%	5.07%
TIR - adicional1	13.53%	8.87%	13.79%	14.39%	24.86%	8.91%	7.73%	12.40%	10.41%	5.04%
TIR - adicional2	10.11%	10.88%	18.04%	19.28%	21.54%	6.75%	9.39%	16.07%	12.80%	5.30%
TIR - adicional3	10.28%	10.87%	18.03%	19.26%	21.55%	7.01%	9.37%	16.05%	12.74%	5.14%
TIR - adicional4	9.11%	9.73%	16.24%	16.34%	15.91%	6.33%	8.54%	14.66%	11.11%	4.52%
2000	S4-S0	S8-S4	S11-S8	S15-S11	S17+-S15	EF4-Neduc	EF8-EF4	EM3-EF8	SUP-EM3	MD-SUP
TIR - Não Linear	11.38%	8.91%	12.65%	19.79%	12.82%	7.70%	7.25%	10.42%	12.79%	3.03%
TIR - adicional1	8.79%	7.30%	12.87%	19.66%	19.51%	5.12%	6.80%	10.38%	13.41%	5.19%
TIR - adicional2	13.18%	8.51%	12.95%	22.54%	15.70%	7.80%	6.62%	10.67%	14.37%	3.65%
TIR - adicional3	13.18%	8.30%	12.88%	22.54%	15.70%	7.81%	6.26%	10.53%	14.33%	3.16%
TIR - adicional4	12.22%	7.88%	12.31%	20.43%	12.96%	7.28%	5.99%	10.16%	13.10%	2.84%

Tabela 17. Custos anuais por nível escolar (POF-PNAD) e % da renda (POF)

POF	PRE	PRI	GIN	SEC	SUP	MD
1996	1236.14	2051.73	2051.73	2578.34	3837.80	5226.79
% da renda	5.68%	7.24%	7.24%	7.88%	13.25%	15.32%
PNAD	PRE	PRI	GIN	SEC	SUP	MD
1992	858.21	867.87	931.51	1127.13	3092.51	4606.65
1993	913.33	840.75	908.31	1065.66	3192.33	5087.81
1995	1073.88	1085.60	1205.78	1455.22	4497.32	7280.47
1996	1211.30	1012.80	1289.02	1476.46	4390.21	8096.80
1997	1188.49	1019.10	1108.29	1462.84	3939.46	7288.00
1998	1101.25	1046.87	1068.51	1356.19	4107.70	7676.79
1999	1094.67	938.23	1037.00	1148.24	4112.12	8564.41
2001	935.36	917.38	925.29	1073.03	3746.03	7861.76
2002	878.45	871.72	925.25	1063.20	3697.14	7281.24
2003	810.52	853.05	777.20	888.04	2938.66	6199.65
2004	800.71	848.14	828.96	879.97	3174.58	5087.52
Censo	PRE	PRI	GIN	SEC	SUP	MD
1970	-	1140.43	1140.43	1433.26	2131.31	-
1980	493.38	611.88	668.10	864.44	1797.81	1741.82
1991	452.18	474.95	530.07	674.73	1798.97	3263.08
2000	469.68	464.02	488.56	617.61	2050.59	3885.65

Painel 1. Perfis da renda-experiência - Censo - especificação anos de estudo

Gráfico 1.1

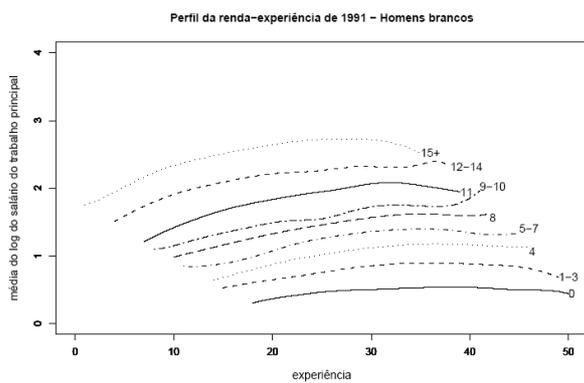
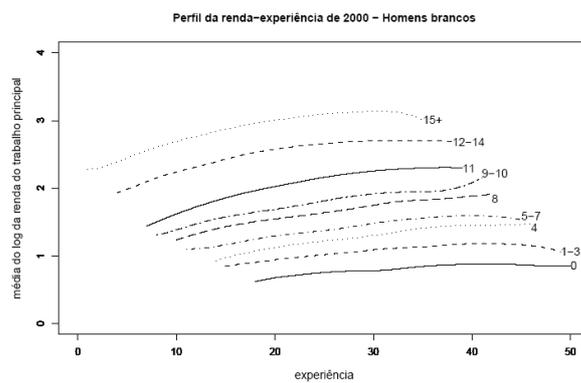


Gráfico 1.2



Painel 2. Perfis da renda-experiência - PNADs - especificação anos de estudo

Gráfico 2.1

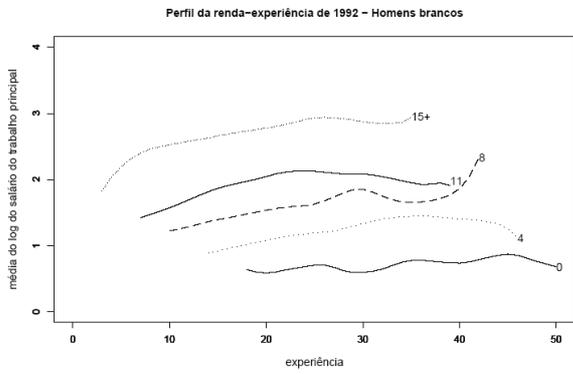


Gráfico 2.2

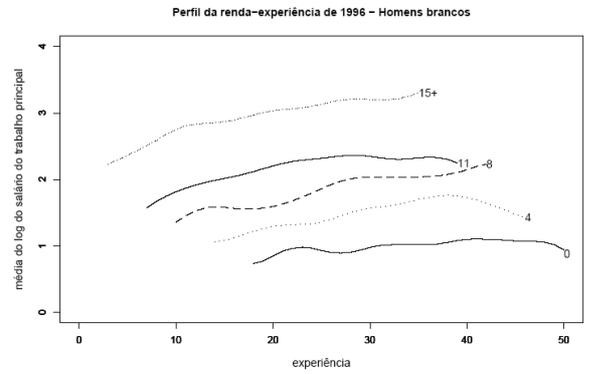


Gráfico 2.3

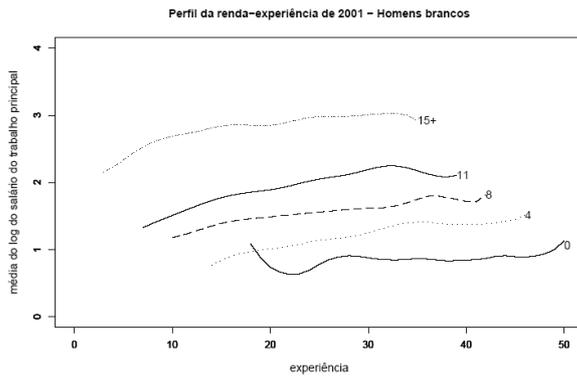
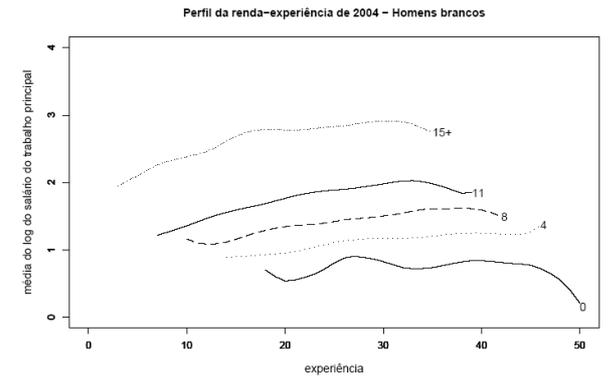


Gráfico 2.4



Painel 3. Perfis da renda-experiência - Censo - especificação série

Gráfico 3.1

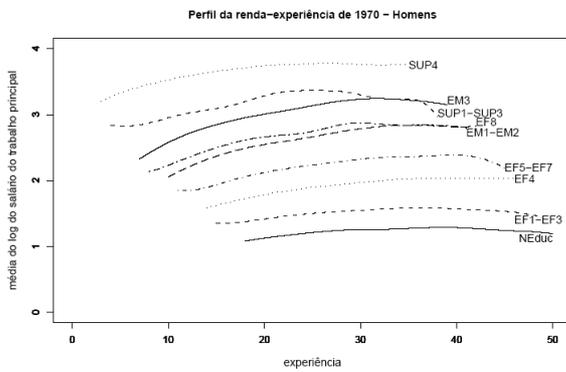
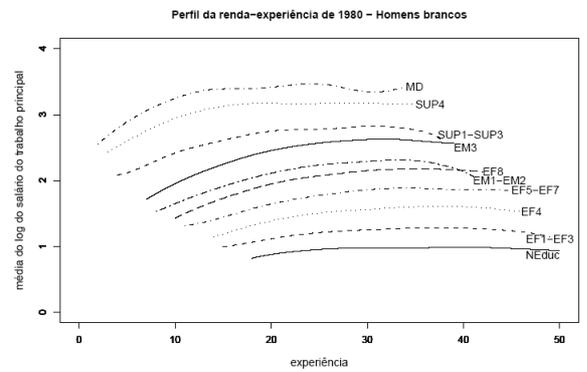


Gráfico 3.2



Painel 3. Perfis da renda-experiência - Censo - especificação série (continuação)

Gráfico 3.3

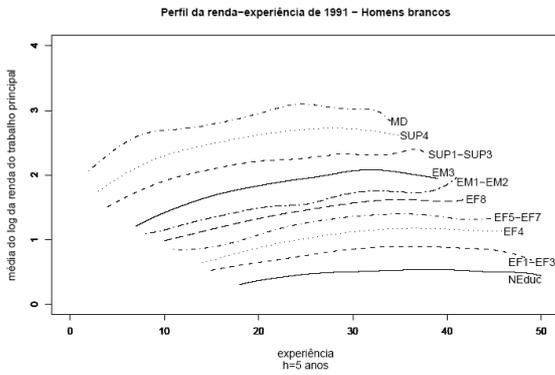
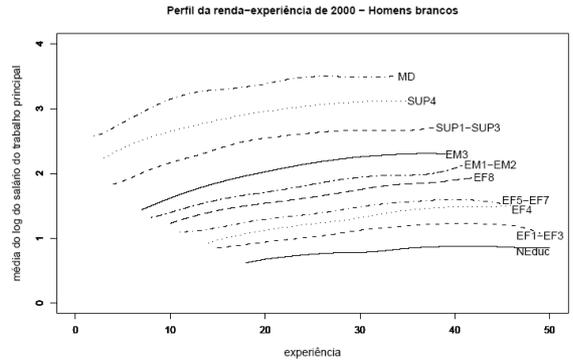


Gráfico 3.4



Painel 4. Perfis da renda-experiência - PNAD - especificação série

Gráfico 4.1

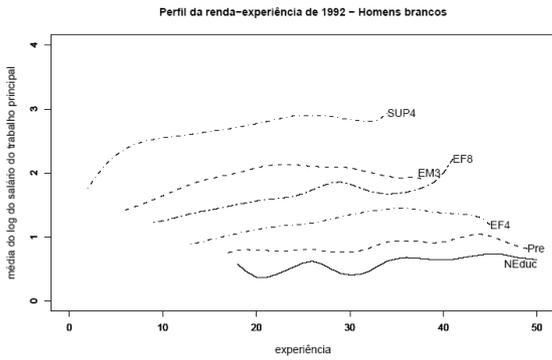


Gráfico 4.2

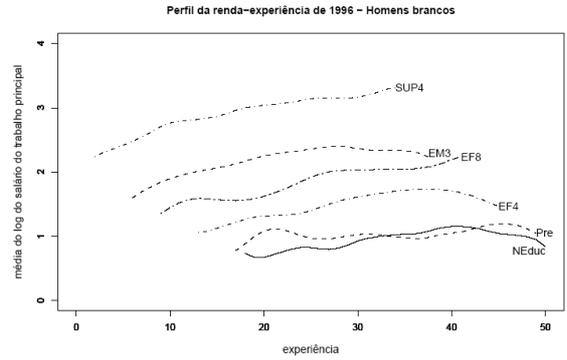


Gráfico 4.3

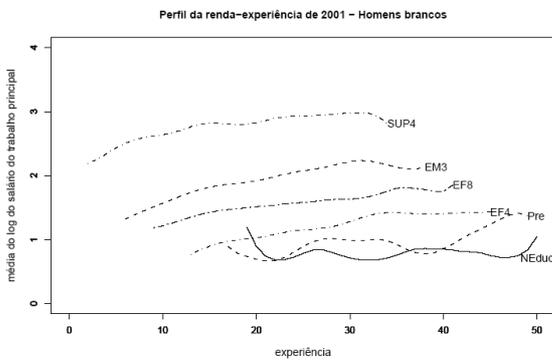
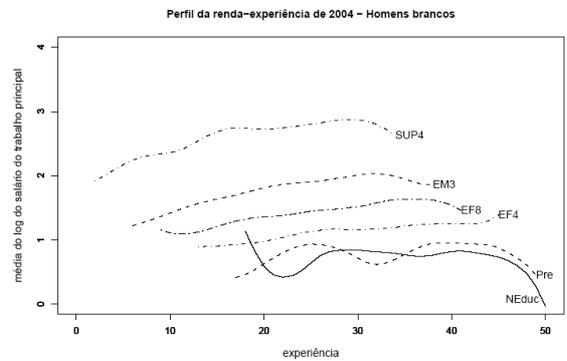


Gráfico 4.4



## Painel 5. Evolução temporal das TIR's - PNAD e Censo

Gráfico 5.1

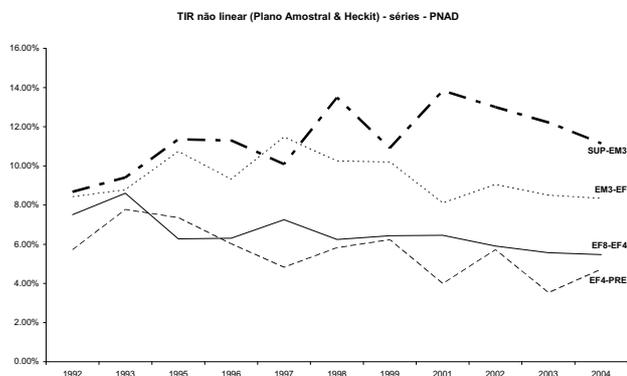


Gráfico 5.2

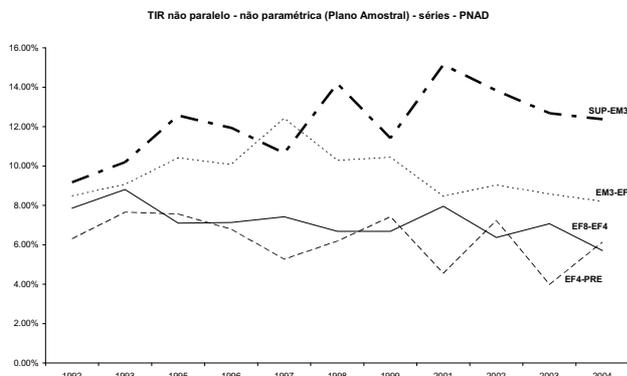


Gráfico 5.3

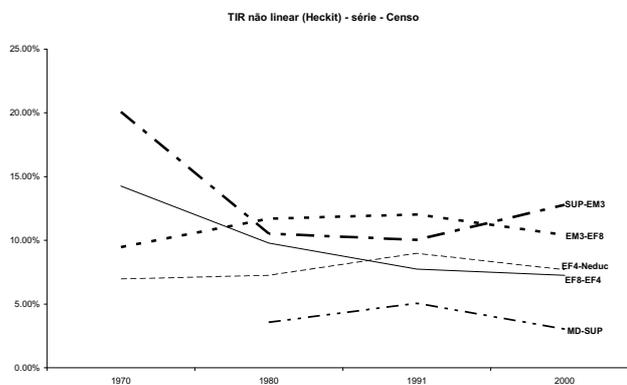
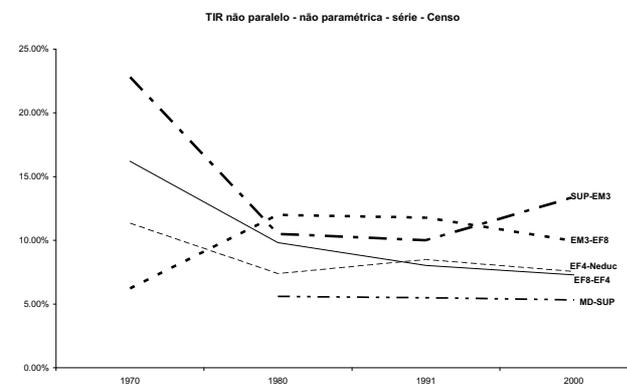


Gráfico 5.4



Painel 6. Evolução temporal das TIR's adicionais - PNAD e Censo

Gráfico 6.1

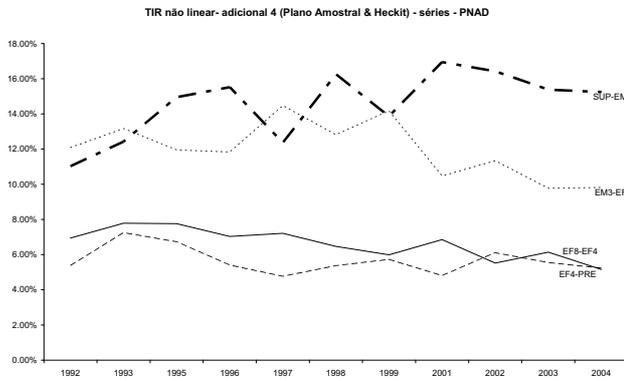


Gráfico 6.2

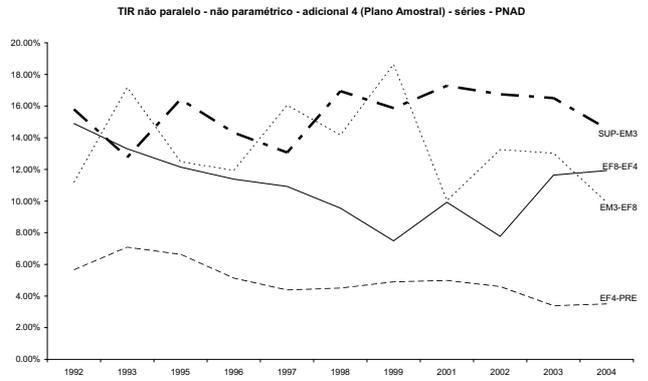


Gráfico 6.3

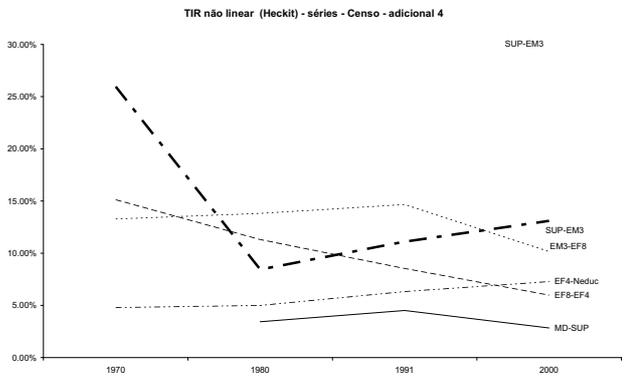
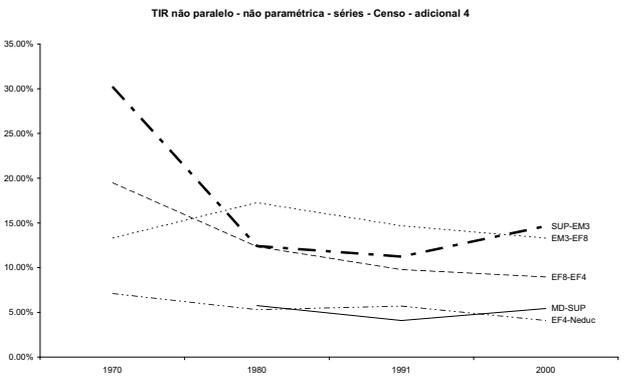


Gráfico 6.4



## Capítulo 2

# Impactos da Previdência na Distribuição de Renda: Uma Análise Contrafactual para o Brasil<sup>\*†</sup>

### Resumo

Segundo Diamond (1977), um dos motivos de existência de sistemas públicos de previdência social é estes funcionarem como mecanismos de distribuição de renda. Existe uma vasta literatura que testa se sistemas previdenciários são bons mecanismos de distribuição de renda para países desenvolvidos (principalmente para os EUA), mas não existe um consenso aparente e há pouca evidência para países em desenvolvimento. Neste artigo nós avaliamos esta propriedade e respondemos uma pergunta adicional, que não tem sido respondida na literatura de previdência: Qual a tendência do sistema público previdenciário: crescente progressividade ou regressividade? Avaliamos isso para o Brasil e concluímos que as mudanças nas regras previdenciárias tem gerado uma melhora na desigualdade somente para os grupos mais idosos entre 1987 e 1996. Para os outros grupos a tendência é de estabilidade do sistema, e na análise entre 1996 e 2006, para todas as coortes o sistema também tem se mantido estável. Assim, ao contrário de parte da literatura, sistemas previdenciários não são bons mecanismos de distribuição de renda.

Palavras-Chave: previdência social, distribuição de renda, distribuição contrafactual.

Código JEL: H55, C14, D31.

## 1 Introdução

O sistema previdenciário brasileiro é caracterizado como um sistema de repartição<sup>1</sup>, semelhante ao da Alemanha, França, Japão e Estados Unidos (EUA), no qual os mais jovens (contribuintes atuais) financiam os mais velhos (aposentados e pensionistas). É da lógica desse sistema o seu não-equacionamento; e a partir da evidência apresentada no Brasil e nesses países, é consenso que

---

\*Este artigo foi feito em co-autoria com Paulo Tafner, Coordenador de Estudos de Previdência da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea; e Jaime de Jesus Filho, Mestre em Economia pela EPGE/FGV e Doutorando da University of Chicago.

†Agradecemos os comentários de Carlos Eugênio da Costa, Luis Henrique Braido, Marcelo Neri, Ricardo Cavalcanti, da EPGE/FGV; Fernando Holanda Barbosa Filho, do IBRE/FGV; Rafael Souza, Gabriel Hartung e Christiam Gonzáles-Chávez, doutorandos da EPGE/FGV; Fábio Gomes do IBMEC-SP; a Márcia Marques Carvalho, da UCAM; e a todos os participantes do Seminário de Pesquisa da EPGE/FGV e do XXXV Encontro Nacional de Economia (Anpec) realizado em dezembro de 2007 em Recife, Brasil, quando uma versão anterior deste artigo foi apresentada. Logicamente, os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

<sup>1</sup>Na literatura de previdência este sistema é denominado como *unfunded* ou *pay-as-you-go*.

este tipo de sistema previdenciário tem gerado crescentes déficits. Adicionalmente, alguns países, como o Brasil, têm presenciado um agravamento deste déficit devido à transição demográfica que vem ocorrendo. Para se ter uma idéia, o déficit previdenciário brasileiro tem alcançado a ordem de 5% do PIB, um dos mais elevados do mundo (Tafner e Giambiagi, 2007). A insolvência, que o sistema está destinado, tem gerado debates sobre novas reformas, dentre elas a eliminação da diferença de idade entre homens e mulheres para a concessão do benefício, até uma mudança total, substituindo-se o sistema de repartição pelo sistema de capitalização<sup>2</sup>, como fez o Chile em 1981. Mas antes, procuramos entender as razões que justificam a existência de sistemas públicos, a fim de se realizar uma análise destes sistemas. Diamond (1977) aponta três razões: redistribuição de renda, falhas de mercado e paternalismo; as quais descrevemos brevemente.

**Redistribuição de Renda** A primeira razão seria a possibilidade de redistribuição de renda. O imposto de renda anual é imperfeito em termos de redistribuição de renda, pois restringe a mensuração da renda do indivíduo a um instante do tempo, não conseguindo, assim, definir sua necessidade ou capacidade de pagamento, que se altera ao longo do ciclo de trabalho. Já a previdência pública, em alguns países como o Brasil, define uma fórmula para o benefício a ser concedido (após a aposentadoria), a qual é baseada apenas em uma média dos anos nos quais os indivíduos tiveram os seus maiores rendimentos, e não exatamente em uma função dos seus rendimentos ao longo de todo o seu ciclo de trabalho. Assim, em termos intrageracionais, a previdência pública funcionaria como um mecanismo de redistribuição complementar ao imposto de renda. Em termos intergeracionais, o aumento dos benefícios relativo a um fundo pequeno (típico de sistemas de repartição) geraria uma redistribuição de gerações mais jovens para gerações mais velhas, visto que neste tipo de sistema os mais jovens financiam os mais velhos. Esta redistribuição seria apropriada se fosse esperado que gerações mais velhas fossem mais pobres em média ou porque determinadas gerações passaram por períodos de maior recessão.

**Falhas de Mercado** Uma segunda justificativa para a existência da previdência, seria a presença de falhas de mercado. Dentre as falhas apontadas, destacamos a incapacidade do mercado privado de oferecer seguros contra o risco associado ao tempo de trabalho do agente, devido a problemas de risco moral e seleção adversa. Estes riscos seriam: (i) uma queda na capacidade de obter renda (devido a uma queda nas habilidades ou saúde, decorrentes, por exemplo, de doença, invalidez ou morte); (ii) a um aumento na desutilidade do trabalho (devido também a uma saúde ruim, e declínio na força e motivação do agente no trabalho) Assim, a previdência pública atuaria como um **seguro social** compulsório contra declínios nos rendimentos dos agentes ao longo do seu ciclo de vida. Mais especificamente, nos casos (i) e (ii) apontados, os benefícios previdenciários seriam as pensões e aposentadorias por invalidez.

Em relação à justificativa para a existência de aposentadoria por idade, podemos apontar dois motivos em relação a este contexto de falhas de mercado. O primeiro motivo seria a presença de informação assimétrica em um mercado de anuidades<sup>3</sup>. Os agentes que tivessem

<sup>2</sup>Na literatura de previdência este sistema é denominado como *funded*.

<sup>3</sup>O termo em inglês seria *annuity*, título que paga um cupom mensal vitalício (Ferreira, 2007).

uma expectativa de vida elevada procurariam tal mercado. Assim, dada esta auto-seleção dos agentes, os vendedores de anuidades elevariam o preço até que o sistema entrasse em colapso, levando à sua extinção (Rothschild e Stiglitz, 1976; apud, Ferreira, 2007). Assim, o governo poderia interferir, provendo ao indivíduo uma aposentadoria por idade, mediante contribuições compulsórias ao longo da vida. Um segundo motivo que podemos apontar é que o equilíbrio de mercado competitivo em um modelo de gerações sobrepostas pode não ser ótimo de Pareto<sup>4</sup>. Neste equilíbrio, os indivíduos sobreacumulam capital ao longo do ciclo da vida; e ao tomar estas decisões de poupança, não se preocupam com as gerações futuras. Isso gera uma ineficiência dinâmica da economia. Assim, existe espaço para o governo intervir com um sistema de previdência de repartição compulsório, fazendo com que o estoque de capital seja reduzido e assim o nível de consumo aumentado, reduzindo a ineficiência do sistema<sup>5</sup>.

**Paternalismo** Uma terceira razão estaria relacionada ao paternalismo do governo, pois os agentes não poupariam o suficiente para sua aposentadoria. Isso ocorreria devido: (i) à dificuldade de obter informação apropriada sobre a necessidade de poupança em relação às suas necessidades futuras; (ii) à dificuldade de tomar decisões sob incerteza; (iii) à própria irracionalidade dos agentes, ou seja, são míopes em relação ao futuro; (iv) para evitar o dilema do Bom Samaritano, no qual os indivíduos poupariam de forma reduzida ou nula, pois saberiam que, no fim do ciclo de trabalho, a sociedade de qualquer forma proveria recursos para sua sobrevivência<sup>6</sup>. Assim, a previdência pública desempenharia um papel importante de um programa de poupanças forçadas.

Assim, segundo a primeira razão apontada, a previdência poderia ser vista como um mecanismo de distribuição de renda, ou seja, um mecanismo de execução de políticas públicas de caráter distributivo. No entanto, como destacado por Tafner (2007), a previdência sendo um seguro social também gera, em menor grau, redistribuição de renda, em duas circunstâncias: (i) em caso de sinistro como apontado (morte, invalidez ou doença) o agente (ou sua família) receberia uma pensão pelo resto do ciclo de vida, sem ter contribuído por todo o seu ciclo de trabalho e; (ii) caso o tempo de vida do agente, após a aposentadoria, fosse suficientemente alto a ponto do valor total dos benefícios recebidos nesse período superasse o valor total das contribuições pagas durante o ciclo de trabalho.

Se a previdência for um contrato vantajoso para determinados grupos de pessoas, em particular para os mais pobres, então temos uma transferência progressiva de renda, caso contrário, teremos uma transferência regressiva<sup>7</sup>.

Portanto, o artigo visa testar essa propriedade distributiva. Existe uma vasta literatura que testa se sistemas previdenciários são bons mecanismos de distribuição de renda para países desenvolvidos (principalmente para os EUA), mas não existe um consenso aparente. Neste

---

<sup>4</sup>Ver a respeito Blanchard e Fischer (1989).

<sup>5</sup>Segundo Blanchard e Fischer (1989), essa melhora de Pareto ocorre desde que a taxa de retorno que o governo paga pela contribuição (que é igual a taxa de crescimento da população) seja maior que a taxa de juros.

<sup>6</sup>Este último fator segue de Becker e Murphy (1988).

<sup>7</sup>Barros e Carvalho (2005) e Tafner (2007) têm chamado a atenção para o fato de que a previdência brasileira enquadra-se no segundo grupo.

artigo nós avaliamos esta propriedade e respondemos uma pergunta adicional, que não tem sido respondida na literatura de previdência: Qual a tendência do sistema público previdenciário: crescente progressividade ou regressividade? Analisaremos estes dois aspectos, especificamente para o Brasil por duas razões: (i) as evidências são ainda poucas para países em desenvolvimento, onde os gastos previdenciários são elevados e, no Brasil, como citado, o déficit previdenciário tem alcançado a ordem de 5% do PIB, um dos mais elevados do mundo (Tafner e Giambiagi, 2007); (ii) o Brasil tem apresentado um elevadíssimo índice de desigualdade<sup>8</sup>, sendo a décima mais desigual em 2006, em uma amostra de 126 países (UNDP, 2006).

Assim, para realizar tal teste, estendemos o estudo de Moura, Tafner e Jesus (2007), o qual incorpora apenas o fluxo de benefícios. Em uma análise do aspecto distributivo é importante considerar também o fluxo de contribuições, o qual incorporamos neste artigo.

Em virtude da mudança da estrutura etária no Brasil, observa-se ao longo dos anos um significativo aumento da proporção de pessoas beneficiadas pela previdência social. Controlando-se por alguns fatores, se a previdência tem um caráter distributivo, no sentido progressivo, era de se esperar que a desigualdade de renda estivesse diminuindo. Não é o que se observa exatamente no Brasil, onde há quase duas décadas o índice de Gini, por exemplo, mantém-se próximo de 0.60 decaindo pouco<sup>9</sup>.

Para testar a característica distributiva do sistema devemos definir qual medida de renda é a mais apropriada. Aliado ao aumento do número de beneficiários, ao longo das décadas observamos um aumento das alíquotas de contribuição previdenciária, tanto do empregado como do empregador. Assim, se considerarmos que a elasticidade imposto-renda é zero, ou seja, que qualquer aumento de alíquota não é repassado pela firma em forma de redução salarial para os trabalhadores, podemos considerar os rendimentos brutos dos últimos para se avaliar a progressividade do sistema. Mas se considerarmos que a elasticidade imposto-renda é infinita, ou seja, que qualquer aumento de alíquota é repassada integralmente pela firma em forma de redução salarial, podemos considerar os rendimentos líquidos das contribuições. Acabamos optando pela última pois podemos analisar o efeito dos dois componentes principais das regras previdenciárias, benefícios e contribuições e, em última instância, é a renda observada e recebida pelo indivíduo, a qual é mais importante numa análise sobre desigualdade de renda. Assim, consideramos a renda líquida corrente.

Além disso, ressaltamos que os rendimentos ao longo do ciclo da vida são mais apropriados quando vale a hipótese de mercados de crédito perfeitos, ou seja, os agentes não têm restrições em tomar empréstimo e realocar riqueza do futuro para o presente. No entanto, aqui supomos que existem falhas de mercado, como por exemplo, imperfeição no mercado de crédito, e assim os agentes estão impossibilitados de tomar empréstimo. Essa hipótese também é assumida por De Carvalho Filho (2008) para os trabalhadores rurais. De forma geral, países em desenvolvimento tendem a ter maiores restrições a crédito entre seus habitantes do que países desenvolvidos.

No entanto, devemos ressaltar que, no Brasil, a família do beneficiário (cônjuge e filhos) tam-

---

<sup>8</sup>Deve-se destacar que apenas em anos mais recentes a desigualdade declinou, porém não como consequência da previdência social, segundo estudo de Barros et al. (2007).

<sup>9</sup>Ver nota anterior.

bém se beneficia tanto diretamente (pensão) como indiretamente (aposentadoria). Assim, uma análise mais ampla e precisa do impacto distributivo do sistema previdenciário deve considerar não a renda do indivíduo, mas a renda familiar. Uma medida de renda apropriada então seria a soma da renda de todas as fontes líquida (deduzida) das contribuições de todos os membros da família per capita. Portanto, com essa medida consideramos o fato que os cônjuges e filhos se beneficiam dos benefícios previdenciários e que famílias maiores dependem mais deste recurso.

Em termos de metodologia, para testar a característica distributiva do sistema podemos fazer um simples exercício contrafactual: o que aconteceria com a distribuição de renda familiar per capita do Brasil hoje se mantivéssemos a mesma proporção de pessoas beneficiárias e contribuintes da previdência de 10 anos atrás? Para responder esta questão podemos usar duas diferentes abordagens: (i) uma regressão simples, estimando-se uma equação de salários ou; (ii) estimando-se densidades contrafactuais.

A vantagem do segundo método é que teríamos o efeito sobre toda a distribuição de renda e não apenas uma estimativa pontual em relação à média. De posse da distribuição contrafactual, podemos calcular várias métricas de desigualdade de renda e compará-las com as reais. Se o sistema de previdência social realmente se tornou mais progressivo espera-se uma piora na distribuição de renda.

Portanto, para testar a propriedade distributiva do sistema de previdência de repartição nós faremos dois exercícios. **Primeiramente**, realizamos um exercício descritivo, a partir da amostra coletada: eliminamos (deduzimos) o benefício previdenciário dos rendimentos e calculamos o índice de Gini/Theil. E depois adicionamos o valor das contribuições aos rendimentos. Uma comparação com o Gini real nos dá o efeito combinado dos benefícios e contribuições sobre a distribuição de renda. No **segundo exercício**, mudamos a distribuição de beneficiários e contribuintes, controlando por seus atributos individuais e pelas características geográficas, e estimamos a nova distribuição de renda familiar per capita. Neste exercício, utilizamos a metodologia de Dinardo, Fortin e Lemieux (1996, daqui em diante DFL), de construção de densidades contrafactuais. No entanto, ao incorporarmos também o fluxo de contribuições, estendemos o procedimento de DFL, resultando em uma generalização desse procedimento e em uma análise mais precisa da mudança da progressividade (regressividade) do sistema.

Nós assumimos que as mudanças nas regras previdenciárias são captadas por dois elementos: proporção de beneficiários e contribuintes. Assim, da Figura 1, verificamos inicialmente que a proporção de beneficiários aumentou mais de 35% no Brasil: de 12.81%, em 1987, para 17.50%, em 1996; e um aumento de mais 6%: de 1996 para 2006. Em relação à proporção de contribuintes, apresentou uma queda inicial de mais de 7%: ao passar de 35.08%, em 1987, para 32.56%, em 1996; e em seguida houve uma recuperação, aumentando 5.3% de 1996 para 2006. Calculamos os índices de Gini e Theil da distribuição real e contrafactual e os resultados mostraram que, se fixarmos as regras previdenciárias (medida pelas proporções de beneficiários e contribuintes) no ano base (1987, por exemplo), a distribuição de renda tende a melhorar, significando que a previdência têm se tornado mais regressiva. Mas quando condicionamos primeiramente em diversos fatores como educação, moradia e estados de residência, no nível de 1987, o efeito dos benefícios e contribuições previdenciários é praticamente nulo. Uma in-

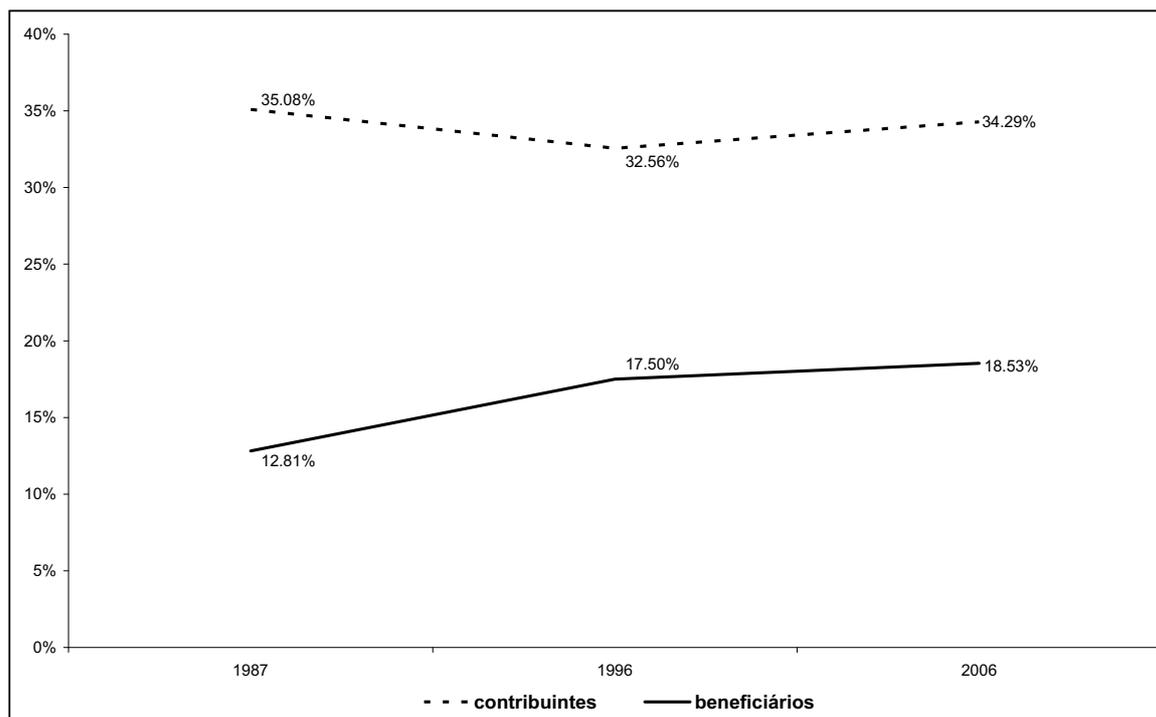


Figura 1: % das pessoas com idade igual ou superior a 18 anos que são beneficiários/contribuintes. Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

terpretação possível é que estes outros fatores explicam bastante a evolução da desigualdade, reduzindo o impacto potencial da previdência.

Este artigo divide-se da seguinte forma: seção 2 revisa a literatura, seção 3 descreve as estatísticas descritivas, seção 4 apresenta a metodologia, seção 5 discute os resultados e seção 6 conclui.

## 2 Revisão de Literatura

Muitos artigos têm discutido o sistema previdenciário brasileiro em relação à sua solvência. Alguns deles (Fernandes e Narita, 2005 e Fernandes e Gremaud, 2004) estimaram e obtiveram alíquotas de contribuição elevadas que permitiriam equalizar o orçamento do sistema previdenciário atual. Outros analisam o desequilíbrio previdenciário atual, sugerindo um conjunto de propostas pós-reforma de 2003 do governo Lula (Giambiagi et al., 2004). No entanto, poucos estudos no Brasil têm abordado a previdência social como seguro social e segundo a ótica dos seus aspectos distributivos. A seguir, apresentamos uma revisão seletiva da literatura americana e brasileira relacionada aos aspectos distributivos da previdência.

**Evidência Internacional** Feldstein (1976) já considerava o valor dos benefícios da previdência social como parte da riqueza total das famílias americanas. O autor sugere que, benefícios da previdência provêm renda de aposentadoria relativamente grande para famílias de baixa e

média renda, o que reduz sua necessidade de acumular riqueza fungível<sup>10</sup>. Ele mostra, para dados de 1962, que a desigualdade deste tipo de riqueza é maior em relação à riqueza total, o que mostra o caráter distributivo progressivo do sistema americano.

Mas a evidência é inconclusiva. Estudos recentes de Gokhale e Kotlikoff (2002a, 2002b) e Gokhale et al (2001), nos quais calibram um modelo de simulação de herança, mostram que a incorporação da previdência na distribuição de riqueza piora a desigualdade, aumentando, por exemplo, em 11% (Gokhale e Kotlikoff, 2002a) ou até 21% (Gokhale e Kotlikoff, 2002b) o coeficiente de Gini. Um dos motivos, segundo os autores, é que previdência social transforma heranças em uma força não-equalizadora, visto que, a previdência reduz o fluxo intergeracional de heranças por mais de 50%. Mas a razão principal desta distorção da previdência é simplesmente o teto que o sistema americano aplica na coleta dos tributos sobre as contribuições. Este teto faz a previdência tratar o rico por toda a vida de forma mais favorecida do que o pobre. Em outro estudo, Liebman (2002) utiliza um modelo de microsimulação da distribuição das taxas internas de retorno, transferências líquidas e taxas de contribuição líquidas da vida toda da previdência (considerando somente os benefícios e contribuições relacionados à aposentadoria) que teria sido recebida por agentes de coortes de nascimento entre 1925 e 1929, caso eles tivessem vivido somente sobre as regras atuais da previdência americana. Nesta simulação dessas distribuições contrafactuais, o autor encontra que boa parte da redistribuição através da previdência não é relacionada à renda. Ou seja, a previdência é pensada ser progressiva no sentido de transferir renda dos mais ricos para os mais pobres; mas redistribuição também ocorre de agentes com baixa para alta expectativa de vida; de trabalhadores solteiros e casais com rendimentos significativos recebidos pelo segundo beneficiário na união<sup>11</sup> para casais nos quais somente um é beneficiário; de homens para mulheres; e de agentes que trabalham mais do que 35 anos para aqueles que concentram seus rendimentos em 35 ou menos anos. Assim, um dos motivos pelo qual a progressividade da redistribuição da renda pelo sistema previdenciário americano atual é amplamente modesta reside no fato de que famílias de renda alta tendem a ter expectativas de vida maiores e recebem benefícios de parceiros maiores. Um dos resultados encontrados por Liebman aponta que 19% dos indivíduos no maior quintil de renda do ciclo da vida recebem transferências líquidas que são maiores que as transferências médias para pessoas no menor quintil.

Coronado et al. (2000) inicialmente classificam os indivíduos pela renda anual e obtêm índices de Gini que mostram que o sistema é altamente progressivo. Depois, gradualmente, os autores controlam para diversos fatores, recalculando a cada passo o coeficiente de Gini. Eles

---

<sup>10</sup>Feldstein (1976) define a riqueza fungível como a riqueza total menos a riqueza proveniente do sistema previdenciário.

<sup>11</sup>Nos EUA, a parceira (o) de um (a) trabalhador (a) aposentado (a) recebe um benefício de 50% do benefício deste (a) trabalhador (a), enquanto este viver e, depois deste falecer, passa a receber o valor integral do benefício deste ao tempo em que o trabalhador que era vivo (a).

reclassificam os indivíduos com base na renda da vida toda<sup>12</sup> potencial<sup>13</sup>, levam em conta que salários acima de um piso máximo são tributados sobre este piso<sup>14</sup>, une os recursos de cônjuges de modo tal que cada indivíduo é classificado de acordo com a renda familiar *per capita* da vida toda<sup>15</sup>, incorporam probabilidades de mortalidade que variam de acordo com a renda<sup>16</sup> e, por fim, aumentam a taxa de desconto de 2% para 4%<sup>17</sup>. Gradualmente, controlando-se para todos esses fatores, a progressividade do sistema previdenciário americano vai se reduzindo até se tornar regressivo, ajustando-se para todos os aspectos mencionados.

**Evidência Brasileira** Em relação à literatura nacional, um estudo interessante é de Afonso e Fernandes (2005), os quais realizam uma estimativa dos aspectos distributivos intra e intergeracionais da previdência brasileira, através do cálculo da taxa interna de retorno (TIR) obtida através da comparação dos fluxos de contribuições e benefícios dos agentes ao longo de sua vida. Os autores utilizam a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para extrair os benefícios pagos pelos agentes e inferir as contribuições. Esta última foi possível a partir de algumas variáveis da PNAD e das regras de contribuição de grupos ocupacionais distintos. Mas isto foi possível devido a hipóteses restritivas impostas, principalmente, em relação aos conta-próprias, autônomos e funcionários públicos. Dada estas limitações, os autores mostram que o sistema previdenciário brasileiro é progressivo tanto em termos intrageracionais (as TIRs mais elevadas são dos grupos com menor nível educacional e da região Nordeste, que são os de menor nível de renda per capita) e intergeracionais (as TIRs crescem até o início da década de 1980 e então decaem levemente até o fim da década e estabilizando-se em diante).

No entanto, em outro estudo, Ferreira (2006), através do método de decomposição do índice de Gini, mostra que os rendimentos das aposentadorias e pensões aumentam o nível de desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil. Além disso, o rendimento proveniente da previdência compõe a segunda maior parcela de contribuição no cálculo do coeficiente de Gini - depois do rendimento do trabalho principal -, parcela que aumentou de 9.3% em 1981 para 18.8% em 2001, e permanece crescente. Hoffmann (2005 e 2003) também chega à mesma conclusão de Ferreira (2006) utilizando a mesma abordagem de decomposição do índice de Gini, mas Hoffman (2005) realiza também a decomposição do índice de Mehran (que é mais sensível a modificações na cauda esquerda da distribuição) e do índice de Piesch (que é mais sensível a

---

<sup>12</sup>A progressividade da previdência é reduzida pois renda mensurada ao longo do ciclo de vida classifica aposentados com renda do trabalho nula de acordo com seus recursos ao longo da vida. Portanto, agentes que trabalham meio-período ou gastam muitos anos do seu tempo fora da força de trabalho não são classificados mais como de renda baixa.

<sup>13</sup>A renda potencial ao longo do ciclo de vida é a projeção de uma taxa salarial para cada pessoa em cada período, multiplicada por uma dotação total de horas, obtendo-se assim uma medida de bem-estar que inclua lazer e produção doméstica ao invés de apenas oferta de trabalho do mercado.

<sup>14</sup>Este máximo tributável já foi discutido no parágrafo anterior e reduz a progressividade do sistema.

<sup>15</sup>O cônjuge de baixo salário agora não é tão pobre. Isso reduz mais ainda a progressividade do sistema.

<sup>16</sup>Como indivíduos de renda mais elevada vivem por mais tempo, obtêm benefícios por mais tempo e, em termos da medida de rendimento de valor presente, tendem a ter maiores benefícios. Assim, após estes ajustes, o sistema é muito pouco progressivo.

<sup>17</sup>Impõe mais peso nos tributos da folha de pagamento regressiva de anos mais antigos e menos peso nos padrões de benefícios progressivos de anos mais recentes.

modificações na cauda direita da distribuição). Ou seja, em seus dois estudos, Hoffman obtém também que o rendimento de aposentadorias e pensões contribuem para aumento do nível de desigualdade em 1999 (Hoffman, 2003) e entre 2002 e 2004 (Hoffman, 2005). Tafner (2007) analisa o impacto sobre a pobreza familiar em três cenários mantendo-se constante o montante de recursos transferidos pela previdência: (i) antes e (ii) depois do pagamento de aposentadorias e pensões e; (iii) realizando uma simulação da focalização entre os mais pobres. Ele concluiu que se a previdência reduz a pobreza, mas se o sistema fosse focalizado para os mais pobres dos pobres, a redução seria bem mais significativa. Assim, a previdência não impacta necessariamente em uma redução significativa da desigualdade e, portanto, o sistema não tem atuado de forma eficiente sobre a distribuição de renda, constituindo-se como um deficiente programa de transferência de renda.

Segundo Ferreira (2006), as causas do sistema previdenciário brasileiro ser regressivo estão relacionadas a: aposentadoria mais precoce; expectativa de vida maior; e maiores salários no fim do ciclo de vida trabalhista (o que tem sido por muitos anos a base do cálculo dos benefícios) dos beneficiários com maior nível de renda. Estes fatores concomitantemente tornam a distribuição de renda pior. Além disso, segundo o autor, as causas do crescente déficit do sistema brasileiro estão relacionadas a: composição do mercado de trabalho; flexibilização dos contratos trabalhistas (redução da remuneração através do salário fixo e aumento através da participação nos lucros – parcela sobre a qual não incidem as alíquotas de contribuição); estrutura demográfica (ou seja, transição demográfica com aumento da proporção de idosos beneficiários); legislação - Constituição aprovada em 1988 ampliou significativamente os benefícios; e ao aumento da informalidade<sup>18</sup> (que acaba reduzindo a arrecadação). Tafner (2007) cita também que as transferências líquidas providas pela previdência não estão relacionadas somente à renda, mas também à ocorrência de sinistros. Como exemplo, o autor cita que: agentes com rendimentos localizados no topo da distribuição, ao sofrerem algum tipo de sinistro (por exemplo, invalidez), receberão benefícios por toda a vida, financiados pelos mais pobres, ocorrendo assim uma transferência dos mais pobres para os mais ricos.

Assim, a evidência empírica para o Brasil continua inconclusiva. Neste estudo, lançamos mão de um método alternativo para verificar o caráter redistributivo da previdência social brasileira.

### 3 Dados e Estatísticas Descritivas

Em toda análise, utilizamos amostras extraídas das PNADs. Comparamos dois pares de anos: 1987 com 1996 e 1996 com 2006. A comparação de pares de anos permite uma avaliação mais precisa e robusta das características distributivas do sistema previdenciário<sup>19</sup>. A adoção

---

<sup>18</sup>O aumento da informalidade, em termos teóricos, se deve aos aumentos das alíquotas previdenciárias. E isso se verifica no Brasil, onde as regras de contribuição têm elevado o tributo ao longo das décadas. Para maiores detalhes sobre a legislação, ver Apêndice B e Afonso e Fernandes, 2005.

<sup>19</sup>Existem algumas limitações no estudo devido aos dados disponibilizados pela PNAD: (i) não é possível diferenciar beneficiários oriundos da previdência rural da urbana, o que seria importante, pois existem regras previdenciárias distintas; (ii) não é possível diferenciar se o agente é aposentado como funcionário público ou privado; (iii) não é possível saber quando o indivíduo se aposentou; e (iv) não é possível controlar para informali-

destes anos é interessante pois houveram duas quebras estruturais importantes entre cada par de anos analisados: (i) entre 1987 e 1996, houve a promulgação da Constituição Brasileira, em 1988, que alterou fortemente as regras previdenciárias e; (ii) entre 1996 e 2006 houve a reforma da Previdência, em 2003, que também alterou as regras, principalmente para os funcionários públicos e inativos.

Em relação à amostra obtida, aplicamos alguns filtros. Um primeiro filtro aplicado à amostra foi a exclusão de todos abaixo da idade de 18 anos. Essa restrição exclui uma pequena parte da proporção de beneficiários<sup>20</sup>, uma vez que a parcela destes com idade inferior a 18 anos não ultrapassa 2% em todos os anos analisados. Outro filtro adicional aplicado foi excluir todas famílias, nas quais todos os membros declararam renda nula em todas as fontes - filtro necessário, pois a estimação das densidades será feita para o logaritmo da renda. Assim, apresentamos abaixo algumas estatísticas descritivas da amostra. Notamos do gráfico 1 apresentado na Introdução que a proporção de beneficiários cresceu bastante ao longo das décadas: chegando a um aumento de mais de 35%. Pela tabela 1, no Apêndice A, notamos que, em números absolutos, o contingente de beneficiários cresceu muito, de 10.10 milhões em 1987 para 16.13 milhões em 1996 e 22.95 em 2006. Além das aposentadorias, as pensões cresceram significativamente, tanto que o seu percentual em relação ao total aumentou de 24.48% em 1986 para 36.10% para 2006. Os idosos (com mais de 58 anos) constituem uma proporção de beneficiários muito grande, que tem se elevado ao longo dos anos. Em relação à proporção de contribuintes, notamos do gráfico 1 apresentado anteriormente que houve um declínio inicial e uma recuperação na década seguinte. Em números absolutos, os contribuintes cresceram muito, de 27.5 milhões em 1987 para 41.78 milhões em 2006. Os trabalhadores comuns são os que mais contribuem. De forma geral, a porcentagem dos que contribui tem crescido na última década (1996-2006), muito em função da reforma da previdência ocorrida em 2003 que impactou em um aumento dos contribuintes, taxando, por exemplo, os inativos.

A fim de se averiguar inicialmente os aspectos distributivos do sistema previdenciário brasileiro, calculamos os índices de desigualdade de Gini e Theil, para toda a amostra filtrada, e por faixas etárias. Adicionalmente, estimamos estes índices subtraindo a renda de benefícios e somando o valor das contribuições, separadamente e conjuntamente. Estas estimativas do Gini e Theil 

---

dade, pois não sabemos por quanto tempo o indivíduo trabalhou sem carteira assinada. Estas mesmas limitações foram encontradas por Afonso e Fernandes (2005). Outra limitação é a inexistência de perguntas referentes ao valor das contribuições. Para isso, seguimos estratégia semelhante a Afonso e Fernandes (2005), para mensurar estes valores. Através da PNAD, obtivemos: o valor dos rendimentos; uma variável indicadora se o agente é contribuinte ou não da previdência em todas as suas ocupações; e qual é o tipo de relação trabalhista - empregado comum, público, doméstico ou conta-própria. A partir destas informações e da legislação, obtivemos e aplicamos as alíquotas previdenciárias, referentes a cada grupo de trabalhadores, sobre os rendimentos de todas ocupações. No Apêndice B apresentamos uma breve descrição do histórico da legislação bem como as alíquotas aplicadas na tabela 9.

<sup>20</sup>Consideramos ao longo do artigo como beneficiários da previdência todos aqueles que receberam alguma renda positiva oriunda de aposentadoria, pensão ou abono de permanência. Isso foi feito, pois para as PNADs mais antigas não existe uma pergunta explícita se o indivíduo é aposentado/pensionista ou recebe abono de permanência. Apenas pergunta-se o que a pessoa fez na semana de referência. Assim, um aposentado ocupado que tenha respondido que trabalhou pode não estar sendo capturado pelas pesquisas mais antigas, viesando assim, para baixo, a proporção de beneficiados.

adicionais podem ser interpretadas como um contrafactual amostral bruto, sem controlar para diversos fatores. Os resultados seguem na tabela 2. Notamos desta, ao comparar o factual com o contrafactual (1), que os benefícios ajudam a reduzir a desigualdade da renda líquida familiar per capita, para as pessoas com mais de 18 anos. Ou seja, a previdência, em termos de benefícios, é progressiva e tem se tornado cada vez mais, visto que as razões "Factual/(1)" tem crescido ao longo dos anos, em termos absolutos. Comparando os índices factuais com o contrafactual (2), notamos que as contribuições previdenciárias têm impactos distributivos praticamente nulos. Juntos, benefícios e contribuições têm um efeito progressivo na desigualdade, tanto em nível como crescente ao longo dos anos, como notado pelo aumento da razão "Factual/(3)", em termos absolutos. A redução no nível de desigualdade chega a 9.5% (19.5%) em termos de Gini (Theil). Analisando por faixas etárias, notamos que o efeito dos benefícios é progressivo e crescente com a idade. Para as idades mais precoces, o ganho é relativamente pequeno tanto em nível como ao longo dos anos. O efeito das contribuições é pequeno. Analisando conjuntamente o efeito benefício-contribuição, notamos da razão "Factual/(3)", que o impacto da previdência para cada ano separadamente é menor para os mais jovens e de meia-idade (até 47 anos) e o efeito de aumento da progressividade ao longo das décadas também é menor para este grupo. Assim, para os mais velhos (acima de 48 anos) os benefícios e contribuições previdenciárias contribuem progressivamente na distribuição de renda e, as mudanças nas regras de benefícios e contribuições ao longo das décadas tem tornado também o sistema cada vez mais progressivo para os idosos. Para os EUA, evidências similares já tinham sido obtidas por Feldstein (1976) e por estimativas iniciais de Coronado et al. (2000) sem ajustar para diversos fatores.

Mas como mencionado, necessitamos controlar para vários atributos dos agentes, a fim de isolar o real efeito de melhora do sistema previdenciário. Assim, lançamos mão agora de uma análise contrafactual mais bem elaborada, através da estimação de densidades por kernel (núcleo), cuja metodologia é explanada na próxima seção.

## 4 Metodologia

Apresentamos brevemente a metodologia deste artigo, oriunda de Dinardo, Fortin e Lemieux (1996, daqui em diante DFL). Para a estimação das densidades factuais e contrafactuais, utilizamos estimadores de densidade de *kernel* ponderados, adaptados por DFL do estimador introduzido inicialmente por Rosenblatt (1956) e Parzen (1962). Assim, seja uma amostra aleatória de rendimentos<sup>21</sup>  $\{W_i\}_{i=1}^n$ , da qual se estima a densidade  $f$ , cujo estimador é  $\hat{f}_h$ , ponderada pelos pesos amostrais  $\{\theta_i\}_{i=1}^n$ ,  $\sum_i \theta_i = 1$ . Logo:

$$\hat{f}_h = \sum_{i=1}^n \frac{\theta_i}{h} K\left(\frac{w - W_i}{h}\right),$$

em que,  $h$  é a janela e  $K(\cdot)$  é a função *kernel*. Segundo Silverman (1986), existem poucas diferenças de eficiência (em termos da norma do erro quadrático médio integrado) entre os diferentes *kernels*. Assim, utilizamos um *kernel* gaussiano, como também utilizado por DFL.

<sup>21</sup>Rendimentos aqui sempre se nos referimos à renda de todas as fontes líquida familiar per capita.

Em termos da escolha da janela, utilizamos a "regra de bolso" de Silverman (1986), baseada no desvio padrão e na razão interquantílica:

$$h = \frac{0.9 \min \{ \sigma_w, R_w / 1.34 \}}{n^{1/5}}$$

em que,  $\sigma_w$  é o desvio padrão amostral e  $R_w$  é a razão interquantílica. E em todas estimativas não-paramétricas, o domínio das densidades estimadas é o logaritmo da renda de todas as fontes, cujo suporte definimos como o intervalo  $[0.01, 14]$  com passo de 0.01, abrangendo assim toda massa salarial.

#### 4.1 Estimação das Densidades Contrafactuais

DFL generalizam o procedimento de decomposição de mudanças em médias de Oaxaca (1973), que permite a análise de toda a distribuição. Assim, a estimação das nossas densidades contrafactuais pretende responder a perguntas do tipo: "O que teria acontecido com a distribuição da renda líquida familiar *per capita* de 1996 se a proporção de beneficiários e contribuintes da previdência tivesse permanecido constante ao nível de 1987, *caeteris paribus*?"<sup>22</sup>.

Seja cada observação um vetor  $(w, z, t)$ , onde  $w$  é a **renda de todas as fontes líquida das contribuições familiar per capita** (variável contínua),  $z$  são os atributos individuais (dummy para beneficiário e contribuinte da previdência, dummies para anos de estudo, idade, raça, status matrimonial, dummy se o indivíduo é chefe da família, uma dummy de interação entre chefe de família e sexo, horas totais de trabalho, local de residência [urbano ou rural] e dummies para estados federativos onde o indivíduo mora) e uma data  $t$ , que representa os anos de 1987, 1996 e 2006, dos quais extraímos as amostras das PNADs. Mas o subvetor  $z$  é dividido em mais duas partes:  $z = (b, c, x)$ , onde  $b$  é a dummy para beneficiários,  $c$  é a dummy para contribuintes e  $x$  são todos os outros fatores. Essa divisão se deve a que fato que o foco do nosso estudo está na análise da estrutura previdenciária (captada pelas variáveis  $b$  e  $c$ ), que tem se alterado (via aumento e redução das variáveis  $b$  e  $c$ , respectivamente) ao longo das últimas décadas. Assim, seja  $F(w, b, c, x, t)$  a distribuição conjunta dos rendimentos, atributos individuais e datas. Essa distribuição dos rendimentos e atributos para uma data fixada seria a distribuição condicional  $F(w, b, c, x|t)$ . A densidade dos rendimentos de uma data fixada,  $f_t(w)$ , pode ser escrita como a integral da densidade de rendimentos condicionada aos atributos individuais e a uma data

---

<sup>22</sup>Ressaltamos que esta abordagem contrafactual está sujeita à crítica de Lucas. Ou seja, os agentes poderiam mudar seu comportamento se esperassem uma mudança (ou imposição) de uma política do governo (por exemplo, aumento dos benefícios previdenciários). Assim, esta técnica não incorpora os ajustes e expectativas dos agentes. Como exemplo, poderíamos citar uma mudança de decisão de uma mulher que passa a receber uma pensão e poderia se separar do marido pois ela era maltratada por ele.

No entanto, ressaltamos que ela é uma boa aproximação para analisar a economia com uma mudança repentina nas regras previdenciárias, sem permitir mudanças comportamentais (de decisão) dos agentes. Assim, antes do exercício contrafactual, a economia está em equilíbrio, mas após a mudança das regras, este método não considera as expectativas e ajustes dos agentes.

$t_{w|b,c,x}$ ,  $f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x})$ , sobre a distribuição de atributos individuais  $F(z|t_z)$  na data  $t_z$ :

$$\begin{aligned} f_t(w) &= \int_{x \in \Omega_x} \int_{b \in \Omega_b} \int_{c \in \Omega_c} dF(w, b, c, x | t_{w,b,c,x} = t) \\ &= \int_{x \in \Omega_x} \int_{b \in \Omega_b} \int_{c \in \Omega_c} f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = t) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = t) dF(c|x, t_{c|x} = t) dF(x|t_x = t) \\ &= f(w; t_{w|b,c,x} = t, t_{b|c,x} = t, t_{c|x} = t, t_x = t), \end{aligned}$$

em que,  $\Omega_x, \Omega_b, \Omega_c$  são os domínios dos atributos individuais. A notação  $t_{w,b,c,x} = t$  indica que os valores dos salários, proporção de beneficiários, proporção de contribuintes e todos os outros atributos são referentes ao período  $t$ . Assim, por exemplo,  $f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 96, t_{c|x} = 96, t_x = 96)$  representa a densidade real da renda de 1996. No caso de  $f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 96, t_x = 96)$ , representa a densidade contrafactual dos rendimentos pagos de 1996, caso **somente** a estrutura previdenciária dos benefícios (variável  $b$ ) tivesse permanecido igual à de 1987, enquanto todos os valores de todos os outros atributos fossem do ano de 1996. Sob a hipótese de que a densidade da renda da data a ser comparada (1996)<sup>23</sup>,  $f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96)$ , não dependa da distribuição de benefícios,  $dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 96)$ , podemos escrever a densidade contrafactual  $f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 96, t_x = 96)$ , na qual **somente** a proporção de beneficiários se mantém constante ao nível de 1987, mas nenhum dos outros atributos, como<sup>24</sup>:

$$\begin{aligned} f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 96, t_x = 96) &= \left[ \int \int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 87) \right. \\ &\quad \left. dF(c|x, t_{c|x} = 96) dF(x|t_x = 96) \right] \\ &= \left[ \int \int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) \Psi_{b|c,x}(b, c, x) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 96) dF(c|x, t_{c|x} = 96) dF(x|t_x = 96) \right], \end{aligned} \quad (1)$$

em que,  $\Psi_{b|c,x}(b, c, x)$  é uma função reponderação definida como:

$$\begin{aligned} \Psi_{b|c,x}(b, c, x) &\equiv dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 87) / dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 96) \\ &= b \frac{\Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x} = 87)}{\Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x} = 96)} + (1 - b) \frac{\Pr(b = 0|c, x, t_{b|c,x} = 87)}{\Pr(b = 0|c, x, t_{b|c,x} = 96)}, \end{aligned} \quad (2)$$

em que, a última parte da equação (2) é obtida notando-se que  $b$  é uma dummy tal que  $dF(b|c, x, t_{b|c,x}) = b \Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x}) + (1 - b) \Pr(b = 0|c, x, t_{b|c,x})$ . Note que esta densidade contrafactual é idêntica a factual (1996) exceto pela função  $\Psi_{b|c,x}(b, c, x)$ . Assim, a estimação do contrafactual se resume simplesmente a estimar essa função reponderação. Portanto, o estimador por *kernel* da densidade contrafactual se resume a:

$$\hat{f}(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 96, t_x = 96) = \sum_{i \in S_{96}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right). \quad (3)$$

A diferença entre a densidade real de 1996 e esta densidade hipotética representa o efeito da mudança na distribuição de beneficiários, mantido os outros fatores constantes. Uma forma

<sup>23</sup>Utilizamos na explicação da metodologia sempre 1996, com os atributos mantidos ao nível de 1976, por simplicidade. Mas, relembramos que comparações são feitas comparando pares de anos distintos.

<sup>24</sup>Omitimos os domínios  $\Omega_x, \Omega_b$  e  $\Omega_c$  por simplicidade.

de estimar as funções reponderações da equação (2) é estimando um modelo probit para cada ano separadamente<sup>25</sup>, ou seja, estimar:

$$\Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x} = t) = 1 - \Phi(-\alpha'_t G(c, x)), \quad (4)$$

em que,  $\Phi(\cdot)$  é a função distribuição normal e  $G(\cdot)$  é uma função dos outros atributos. Agora, a distribuição contrafactual caso  $b$  e  $c$  tivessem permanecido no nível de 1987 (ou seja, toda a estrutura previdenciária seja mantida segundo as regras de 1987) é:

$$\begin{aligned} f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 87, t_x = 96) &= \left[ \int \int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 76) \right. \\ &\quad \left. dF(c|x, t_{c|x} = 87) dF(x|t_x = 96) \right] \\ &= \left[ \int \int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) \Psi_{b|c,x}(b, c, x) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 96) \right. \\ &\quad \left. \Psi_{c|x}(c, x) dF(c|x, t_{c|x} = 96) dF(x|t_x = 96) \right], \end{aligned}$$

onde,  $\Psi_{c|x}(c, x) = dF(c|x, t_{c|x} = 87)/dF(c|x, t_{c|x} = 96)$ . Da mesma forma que em (4) podemos estimar  $\Psi_{c|x}(c, x)$ , através de um probit, tendo como variável resposta a dummy  $c$  e o mesmo conjunto de regressores:

$$\Pr(c = 1|c, x, t_{c|x} = t) = 1 - \Phi(-\beta'_t H(x)), \quad (5)$$

Finalmente, alterando  $b, c$  e  $x$ , a densidade contrafactual será:

$$\begin{aligned} f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 87, t_x = 87) &= \left[ \int \int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 87) \right. \\ &\quad \left. dF(c|x, t_{c|x} = 87) dF(x|t_x = 87) \right] \\ &= \left[ \int \int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) \Psi_{b|c,x}(b, c, x) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 96) \right. \\ &\quad \left. \Psi_{c|x}(c, x) dF(c|x, t_{c|x} = 96) \Psi_x(x) dF(x|t_x = 96) \right], \end{aligned}$$

em que,  $\Psi_x(x) = dF(x|t_x = 87)/dF(x|t_x = 96)$ , o qual pode ser escrito, segundo a regra de Bayes como:

$$\Psi_x(x) = \frac{\Pr(t_b = 87|x) \Pr(t_b = 96)}{\Pr(t_b = 96|x) \Pr(t_b = 87)}.$$

Assim, para inferir a primeira razão basta estimar um probit do ano contra a variável  $x$ , e a segunda razão basta calcular a proporção de observações em cada ano. Obtidos os novos pesos, podemos estimar as densidades contrafactuais de *kernel* através de:

$$\begin{aligned} \hat{f}(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 96, t_x = 96) &= \sum_{i \in S_{96}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right), \\ \hat{f}(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 87, t_x = 96) &= \sum_{i \in S_{96}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) \hat{\Psi}_{c|x}(c, x) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right), \\ \hat{f}(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 87, t_{c|x} = 87, t_x = 87) &= \sum_{i \in S_{96}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) \hat{\Psi}_{c|x}(c, x) \hat{\Psi}_x(x) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right), \end{aligned}$$

<sup>25</sup>Mais precisamente, estimamos este modelo probit para as amostras dos anos de 1976 e 1996 separadas. Depois, imputamos a probabilidade ajustada  $\widehat{\Pr}(b = 1|x, t_{b|x} = t)$ , e expandimos para toda amostra. Logo, quando utilizarmos os dados de 1996 teremos  $\widehat{\Pr}(b = 1|x_{96}, t_{b|x} = 96)$  e  $\widehat{\Pr}(b = 1|x_{96}, t_{b|x} = 76)$ , ou seja, a probabilidade de ser beneficiário condicionada nos atributos de 1996 e benefícios de 1996 e condicionada nos atributos de 1996 e benefícios de 1976, respectivamente

ou seja, basta multiplicar os novos pesos ao peso extraído da PNAD de acordo com cada densidade a ser estimada. Portanto, a mudança nas variáveis (para o nível de 1987) será feita primeiramente nesta ordem: benefícios, contribuições e outros fatores. Essa decomposição chamaremos por **decomposição normal**<sup>26</sup>, cujos resultados apresentamos na seção a seguir.

Mas antes, relembremos que a estimação das densidades foi feita para o logaritmo da renda. Assim, precisamos obter as densidades para o nível dos rendimentos. Para isso, realizamos o seguinte procedimento simples: seja a variável nível da renda denotada como  $v = \exp(w)$ , tal que, sua função distribuição seja  $F_v(\bar{v})$ . Assim, fazemos a seguinte transformação:

$$F_v(\bar{v}) = \Pr(v \leq \bar{v}) = \Pr(\exp(w) \leq \bar{v}) = \Pr(w \leq \ln(\bar{v})) = F_w(\ln(\bar{v})).$$

Diferenciando obtemos a função densidade:

$$f_v(\bar{v}) = \frac{f_w(\ln(\bar{v}))}{\bar{v}} = \frac{f_w(\bar{w})}{\exp(\bar{w})}.$$

ou seja, basta tomar a densidade já estimada no logaritmo da renda e dividir pelo exponencial do domínio. A partir dessa densidade podemos inferir diversas métricas sobre desigualdade.

## 5 Resultados

Inicialmente, vale destacar que os probits (4) e (5) foram bem ajustados como destaca as tabelas 4 e 5. Os probits estimados tendo as variáveis b e c como dependentes tiveram um percentual de classificação correta elevada (em torno de 90 e 80%, respectivamente) e, a estatística de Pearson e uma medida do poder preditivo muito elevadas para os modelos estimados para a amostra geral (18 ou mais anos).

Assim, seguindo para a evidência contrafactual, a partir das estimativas das densidades, calculamos e apresentamos na tabela 5 diversas medidas de diferencial entre percentis e índices de desigualdade. Comparando o factual de 1996/2006 com o contrafactual dos benefícios de 1986/1996 (96b87, 06b96) notamos que há uma redução do diferencial entre os percentis considerados, ou seja, o aumento da proporção de beneficiários ao longo das décadas aumentou o gap de rendimentos entre mais pobres e mais ricos. O efeito das contribuições é o contrário, ou seja, de redução do gap. Os índices de desigualdade do Gini e Theil corroboram de forma mais precisa o aspecto distributivo do sistema previdenciário. Notamos desta tabela, que o efeito combinado de benefícios e contribuições gera uma piora de desigualdade. Este fato pode ser notado, por exemplo, da comparação de 96bc87 para 1996, na qual o Gini (Theil) aumenta de 0.5396 (0.5600) para 0.5581 (0.6037).

A tabela 8 resume a mudança percentual do Gini e Theil obtido das densidades factuais e contrafactuais. Assim, para a amostra de 18 anos ou mais, o efeito dos benefícios chega a aumentar o Gini (Theil) em 3.30% (7.23%) na comparação de 1996 com 96b87 (percentual obtido pela razão das densidades citadas acima e que são especificadas na tabela). Dado que

---

<sup>26</sup>Em subseção posterior, discutiremos para o caso de revertermos a ordem da mudança nas variáveis, ou seja, se alterarmos as variáveis para o nível de 1987 na seguinte ordem: outros fatores, (contribuições) e benefícios. Essa decomposição será chamada de **decomposição reversa**.

mantivemos fixa a proporção de beneficiários no ano base, podemos analisar o efeito da fixação também da proporção dos contribuintes (comparando, por exemplo, as densidades de 96b87 com 96bc87). Assim, o efeito das contribuições é praticamente nulo de 1987 para 1996 (0.14% [Gini] e 0.54% [Theil]) e progressivo de 1996 para 2006 (-1.81% [Gini] e -3.86% [Theil]). Dada a fixação das regras previdenciárias (benefícios e contribuições) no ano base, o efeito dos outros fatores<sup>27</sup> é praticamente nulo de 1986 para 1996 (0.18% [Gini] e 0.71% [Theil]) e regressivo na década seguinte (1.42% [Gini] e 4.14% [Theil]).

Assim, as estimativas das densidades contrafactuais obtidas até aqui corroboram o aspecto que o sistema previdenciário brasileiro apresenta um caráter distributivo da distribuição de renda dos agentes ao longo das últimas décadas. Entre 1987 e 1996, os dois componentes das regras previdenciárias (benefícios e contribuições) contribuíram para um aumento da desigualdade<sup>28</sup>, ou seja, o sistema tem se tornado mais regressivo. Na última década (1996-2006), os efeitos destes dois componentes são opostos, culminando em um efeito combinado praticamente nulo para a desigualdade, ou seja, o sistema não apresentou nenhuma tendência de crescente progressividade/regressividade, tendo se mantido estável neste último período.

## 5.1 Decomposição seqüencial reversa

Até aqui, avaliamos o efeito dos benefícios seguido pelo efeito dos outros atributos. No entanto, os resultados podem se alterar no caso de realizarmos a ordem reversa dos efeitos. Para realizar a decomposição reversa, ou seja, alterando, respectivamente,  $x$ ,  $c$  e  $b$ , procedemos da mesma forma que a seção anterior, mas em ordem reversa, segundo DFL (necessitamos estimar  $\Psi_{x|c,b}(x, c, b)$ ,  $\Psi_{c|b}(c, b)$  e  $\Psi_b(b)$ ). Assim:

$$\Psi_b(b) = \frac{dF(b|t_b = 87)}{dF(b|t_b = 96)} \stackrel{\text{Regra de Bayes}}{=} \frac{\Pr(t_b = 87|b) \Pr(t_b = 96)}{\Pr(t_b = 96|b) \Pr(t_b = 87)}$$

pode ser estimado como  $\Psi_x(x)$ , simplesmente substituindo  $x$  por  $b$ . Para realizar a decomposição reversa, ou seja, alterando, respectivamente,  $x$ ,  $c$  e  $b$ , procedemos como descrito na seção anterior. O termo  $\Psi_{c|b}(b, c)$  definido como:

$$\begin{aligned} \Psi_{c|b}(c, b) &\equiv dF(c|b, t_{c|b} = 87)/dF(c|b, t_{c|b} = 96) \\ &= c \frac{\Pr(c = 1|b, t_{c|b} = 87)}{\Pr(c = 1|b, t_{c|b} = 96)} + (1 - c) \frac{\Pr(c = 0|b, t_{c|b} = 87)}{\Pr(c = 0|b, t_{c|b} = 96)}, \end{aligned}$$

é estimado de forma análoga a (4), através de um probit, com a variável dependente igual a  $c$  e a independente igual a  $b$ . Para estimar  $\Psi_{x|c,b}(b, c, x)$ , sabe-se que:  $F(b, c, x) = F(b|c, x)F(c|x)F(x) = F(x|b, c)F(c|b)F(b)$ . E segundo a Regra de Bayes, obtemos:

<sup>27</sup>Estes percentuais foram omitidos, mas podem ser verificados simplesmente dividindo 96bc87 por 96bcx87 e 06bc96 por 06bcx96.

<sup>28</sup>Esse efeito pode ser medido aproximadamente como a soma das porcentagens da tabela 8. Então, por exemplo, pela decomposição normal, o efeito dos benefícios (3.30%) e contribuições (0.14%) de 1987 para 1996, seria 3.44%. Quando discorrermos sobre este efeito total da mudança das regras previdenciárias (benefícios e contribuições) levaremos em consideração esta soma percentual.

$$\widehat{\Psi}_{x|c,b}(b, c, x) = \frac{\widehat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) \widehat{\Psi}_{c|x}(c, x) \widehat{\Psi}_x(x)}{\widehat{\Psi}_{c|b}(c, b) \widehat{\Psi}_b(b)},$$

em que, os termos do numerador e  $\widehat{\Psi}_b(b)$  já foram obtidos na decomposição normal e o termo  $\widehat{\Psi}_{c|b}(c, b)$  obtido acima.

## 5.2 Resultados da decomposição reversa

Aqui descrevemos os resultados da decomposição reversa, cujos resultados são apresentados na tabela 6 e cuja mudança percentual apresenta-se na tabela 8, no bloco de colunas da direita. Analisando primeiramente o efeito de manter fixo os outros fatores<sup>29</sup> no nível do ano base, verificamos, via tabela 8, um aumento grande do Gini (Theil) na magnitude de 4.58% (10.77%) de 1987 para 1996 e um aumento um pouco menor na década seguinte (1.06% [Gini] e 1.46% [Theil]).

Ainda considerando toda a amostra (18+ anos), uma vez mantidos fixos os atributos no nível do ano base, os benefícios e contribuições têm um efeito muito pequeno, ao longo das duas últimas décadas.

Mas o efeito total, mantendo fixos os outros atributos, benefícios e contribuições, é de piora da desigualdade de renda. Em termos percentuais, o coeficiente de Gini (Theil) se eleva 3.63% (8.57%) de 1986 para 1996 e 1.08% (1.61%) na década seguinte. Portanto, mudanças nos atributos individuais, como educação, status matrimonial, idade, raça, horas trabalhadas, e nas variáveis geográficas como local e estado de residência, ao longo das décadas, impactaram na direção de uma crescente regressividade na distribuição da renda familiar per capita.

Assim, a evidência, ao passar da decomposição normal para a reversa, passa a ser menos regressiva em geral, principalmente na comparação 1987-1996. Isso ocorre pois quando condicionamos primeiro nos outros fatores (captados no x), estes acabam explicando muito da evolução da desigualdade ao longo das últimas décadas e assim reduzem o impacto potencial da previdência na distribuição.

Além disso, uma parte da variação de b e c está contida ou é devido à variação de x. Por exemplo, devido à mudança na estrutura etária ocorrida no país (captada pela variável idade, que está contida em x) houve um grande aumento do número de beneficiários. Ao fixarmos a estrutura etária no nível de 1987, aumentamos a proporção de jovens, e assim reduzimos consideravelmente o impacto dos benefícios – pois os jovens têm uma menor probabilidade de serem beneficiários – e das contribuições – pois a chance de ser contribuinte alterou-se pouco nos anos analisados (ver tabela 1).

## 5.3 Análise entre faixas etárias diferentes

Para analisar o aspecto distributivo intergeracional (entre gerações distintas), foram reestimadas as densidades factuais e contrafactuais por faixas etárias. Os resultados do Gini/Theil

<sup>29</sup> Este efeito é obtido pela razão dos Gini/Theils obtidos, por exemplo, das densidades 1996 e 96x87, respectivamente. Estas porcentagens foram omitidas, mas podem ser verificadas diretamente através das razões do Gini/Theil de, por exemplo, 1996/96x87 da tabela 6.

apresentam-se na tabela 7 e a mudança percentual na tabela 8 para as duas decomposições. Observamos através desta última tabela que o impacto combinado dos benefícios e contribuições na mudança de 1987 para 1996 (soma das porcentagens das razões 1996/96b87 e 96b/96bc87) tende a ser de um aumento da regressividade para todas as faixas etárias (com exceção da faixa 58-67), principalmente para os mais idosos (68+ anos). Mas na comparação da evolução da última década, 1996-2006 (soma das porcentagens das razões 2006/06b96 e 06b96/06bc96), houve uma mudança de tendência para o grupo mais jovem (18-37) e o mais idoso (68+). As coortes intermediárias (38-57) mantiveram a tendência de piora da desigualdade e a coorte 58-67 mudou a tendência em relação à década anterior. Da mesma forma, o efeito das contribuições, com exceção da faixa 58-67 anos. Podemos afirmar então que, os idosos (68+) de 2006 estão melhores em relação aos idosos de 1996, mas estes estavam muito piores em relação aos de 1986, devido à mudança das regras previdenciárias. O mesmo raciocínio é válido para os mais jovens.

Realizamos também a análise para a decomposição seqüencial reversa por faixas etárias (bloco das colunas da direita da tabela 8). Os efeitos distributivos da mudança das regras previdenciárias (dado já a mudança nos outros fatores) tendem a ser muito pequenos até a faixa 48-57 anos. Para a coorte 58-67 anos, o efeito total (benefício e contribuição) se mantém em crescente progressividade na comparação de 1987-1996, e passa de crescente regressividade para estável na comparação de 1996-2006. Para os mais idosos (68+), o efeito passa a ser de crescente progressividade na comparação 1987-1996, e passa de crescente regressividade para estável na comparação de 1996-2006. Em termos percentuais, o Gini (Theil) chega a reduzir em até 2.10% (3.41%) para este coorte, na análise de 1987-1996, mas o efeito é menos de 0.5% para a última década.

De forma geral, mesmo condicionando primeiramente na variável  $x$ , houve uma tendência de melhora da desigualdade para as coortes mais velhas de 1987 para 1996, mas essa tendência de melhora se dissipa de 1996 para 2006.

## 5.4 Comentários

Alguns dos motivos que norteiam o resultado da crescente regressividade da previdência brasileira, apresentado pela decomposição normal, já foram apontados por Ferreira (2006) e outros estudos internacionais: aposentadoria precoce, expectativa de vida maior e maiores salários no fim do ciclo de trabalho dos beneficiários de maior nível de renda (salários que por muito tempo foram a base de cálculo de aposentadorias e pensões). Além desses, outro possível motivo, já apontado por Gokhale e Kotlikoff (2002a e 2002b), Gokhale et al (2001) e Tafner e Giambiagi (2007) é o teto máximo para as contribuições. Conforme apresentado na tabela 9, este teto era de 20 vezes o salário mínimo regional até 1984, e, após a unificação, 20 vezes o salário mínimo federal. A partir de 1989 o teto reduziu-se para 10 vezes o salário mínimo federal (SM), e atualmente está em torno de 8 vezes o SM (ver nota da tabela). Assim, indivíduos com maior nível de renda acabam pagando proporcionalmente menos, e depois de 1989, um conjunto maior de indivíduos de renda mais elevada passou a pagar menos ainda. Esse aspecto pode ter contribuído significativamente para a crescente regressividade do sistema do fim da década de 80 até metade da década de 90, como evidenciado na análise de 1987 para 1996.

No entanto, outro conjunto de possíveis motivos ajuda a explicar o resultado da decomposição reversa, ou seja, que a previdência gera impactos distributivos estáveis. Estes motivos são apontados por Liebman (2002) e Tafner e Giambiagi (2007). Segundo o autor, a previdência gera redistribuição não apenas relacionada à renda (ou seja, tende a transferir renda dos mais ricos para os mais pobres), como evidenciado pela decomposição normal. Mas, pela decomposição reversa, ela gera também redistribuição entre grupos de pessoas com atributos individuais diferentes. Assim, o efeito combinado desses atributos (e capturado pela variável  $x$  em nosso estudo) leva a uma tendência de estabilidade dos impactos distributivos ao longo dos anos. Por exemplo, a transferência de renda entre agentes de menor para maior nível educacional, de não-brancos para brancos, de solteiros para casados, e de quem reside na área rural para a área urbana não tem crescido.

Logo, a evidência da decomposição normal pode ser interpretada da seguinte forma: os agentes que ganham o nível de renda de 1996 (2006), que tenham os atributos individuais (educação, horas de trabalho, idade etc) de 1996 (2006) estão piores (iguais), em termos de maior (igual) desigualdade, com as regras previdenciárias de 1996 (2006) em relação às de 1987 (1996). Já a evidência da decomposição reversa pode ser interpretada da seguinte forma: os agentes que ganham o nível de renda de 1996 (2006), que tenham os atributos individuais de 1987 (1996) não mudam com as regras previdenciárias de 1996 (2006) em relação às de 1987 (1996).

Portanto, a distribuição de renda causada pela previdência brasileira não está apenas relacionada à renda, como também ocorre em razão dos fatores mencionados. Pesquisa futura ainda é necessária para se verificar quais das causas acima citadas são predominantes para se explicar o aumento da regressividade da previdência para o caso brasileiro.

## 6 Conclusão

O presente estudo concluiu que o sistema previdenciário brasileiro apresenta uma característica distributiva ao longo dos anos. O sistema tem se tornado mais regressivo quando fixamos apenas os benefícios e contribuições no nível de 1987. Ou seja, de 1987 para 1996, as mudanças nas regras previdenciárias (captada pela proporção de beneficiários e contribuintes da previdência) contribuíram na direção de uma crescente regressividade do sistema. No entanto, ao fixarmos variáveis relacionadas aos atributos individuais e características geográficas no nível dos anos-bases, o efeito dos benefícios e contribuições ao longo do tempo tem se mantido estável para a amostra global. Na comparação da última década, 1996-2006, para as duas decomposições, a tendência é de estabilidade.

Na análise intergeracional (por faixas etárias), de forma geral, mesmo condicionando primeiramente na variável  $x$ , houve uma tendência de melhora da desigualdade para as coortes mais velhas (58+) de 1987 para 1996, mas essa tendência de melhora se dissipa de 1996 para 2006. Para os outros grupos, o sistema previdenciário apresenta uma tendência de estabilidade para os dois pares de anos analisados.

Assim, ao contrário de parte da literatura, sistemas previdenciários não são bons mecanis-

mos de distribuição de renda. Portanto, apesar dos sistemas de repartição, como o brasileiro, contribuírem para a redução da pobreza, necessita-se de uma crescente reforma nos países que adotam este tipo de modelo de financiamento. No Brasil, essa reforma foi em parte realizada em 2003, para que se possa equacionar a insolvência que o sistema está destinado. Além desse fator, a previdência tende a ser ineficiente. De Carvalho Filho (2008) mostrou uma dimensão desta ineficiência ao estudar a criação/aumento de novos benefícios previdenciários e redução da idade mínima elegível para aposentadoria, em 1991, para os trabalhadores/aposentados brasileiros do setor rural. Seu estudo inferiu que esta lei teve um impacto negativo na decisão de participação no mercado de trabalho, pois houve um aumento na probabilidade de não trabalhar, e uma redução no número total de horas trabalhadas.

Assim, pela evidência apontada em nosso artigo, o sistema brasileiro não compensa nem pela geração de maior equidade. Ou seja, ao contrário de parte da literatura, sistemas previdenciários não são bons mecanismos de renda. Portanto, frente a esses fatos, o atual sistema de repartição apresenta um custo altíssimo para a economia brasileira.

## Referências

- [1] Afonso, L. E. e R. Fernandes (2005). Uma Estimativa dos Aspectos Distributivos da Previdência Social no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(3): 295-334.
- [2] Barros, R. P. de, M. Carvalho (2005). Salário mínimo e distribuição de renda. Rio de Janeiro: IPEA. (Seminários Dimac, n. 196).
- [3] Barros, R. P. de, M. Carvalho, S. Franco, R. Mendonça (2007). A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza. Texto para discussão, n. 1256, Rio de Janeiro: IPEA.
- [4] Becker, G. S. e K. M. Murphy (1988). The Family and the State. *Journal of Law and Economics*, 31(1): 1-18.
- [5] Blanchard, O. J. e S. Fischer (1989). *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- [6] Coronado, J. L., D. Fullerton, T. Glass (2000). The Progressivity of Social Security. NBER Working Paper, 7520.
- [7] De Carvalho Filho, Irineu Evangelista (2008). Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil. *Journal of Development Economics*, Forthcoming.
- [8] Diamond, P. A. (1977). A framework for social security analysis. *Journal of Public Economics*, 8(3): 275-298.
- [9] Dinardo, J. N. M. Fortin e T. Lemieux (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semi-parametric Approach. *Econometrica*, 64(5):1001-1044.
- [10] Feldstein, M. (1976). Social Security and the Distribution of Wealth. *Journal of the American Statistical Association*, 21(356): 800-807.

- [11] Fernandes, R., A. P. Gremaud (2004). Regime de previdência dos servidores públicos: equilíbrio financeiro e justiça atuarial. Artigo apresentado no XXXII Encontro Nacional de Economia, João Pessoa.
- [12] Fernandes, R., R. D. T. Narita (2005). Contribuição ao INSS: equilíbrio financeiro e imposto sobre o trabalho. Artigo apresentado no XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal.
- [13] Ferreira, C. R. (2006). Aposentadorias e Distribuição da Renda no Brasil: uma nota sobre o período 1981 a 2001. *Revista Brasileira de Economia*, 60(3): 247-260.
- [14] Ferreira, S. G. (2007). Sistemas Previdenciários no Mundo: Sem "Almoço Grátis". In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: IPEA, cap.2: .65-93.
- [15] Giambiagi, F., K. Beltrão, J. Mendonça, V. Ardeo (2004). Diagnóstico da previdência social no Brasil: o que foi feito e o que falta reformar? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 34(3).
- [16] Gokhale, J., L. J. Kotlikoff (2002a). Simulating the Transmission of Wealth Inequality. *The American Economic Review - Papers and Proceedings*, 92(2): 265-269.
- [17] ————. (2002b). The Impact of Social Security and Other Factors on the Distribution of Wealth. In: Feldstein, M. e J. B. Liebman (ed.), *The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*. Chicago: University of Chicago Press, chap.3: 85-114.
- [18] Gokhale, J., L. J. Kotlikoff, J. Sefton, M. Weale (2001). Simulating the transmission of wealth inequality via bequests. *Journal of Public Economics*, 79: 93-128.
- [19] Hoffmann, R. (2003). Inequality in Brazil: The Contribution of Pensions. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4): 755-773.
- [20] ————. (2005). As transferências não são a causa principal da redução na desigualdade. *Econômica*, 7(1): 77-95.
- [21] Liebman, J. B. (2002). Redistribution in the Current U.S. Social Security System. In: Feldstein, M. e J. B. Liebman (ed.), *The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*. Chicago: University of Chicago Press, chap.1: 11-48.
- [22] Moura, R. L. de, P. Tafner e J. de Jesus Filho (2007). Testando a Propriedade Redistributiva do Sistema Previdenciário Brasileiro: Uma Abordagem Semi-Paramétrica. In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, cap.10: 349-400.
- [23] Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14: 693-709.
- [24] Parzen, E. (1962). On Estimation of a Probability Density Function and Mode. *The Annals of Mathematical Statistics*, (33): 1065-1076.
- [25] Rosenblatt, M. (1956). Remarks on Some Non-parametric Estimates of a Density Function. *The Annals of Mathematical Statistics*, (27): 832-837.

- [26] Rothschild, M. e J. Stiglitz (1976). Equilibrium in Competitive Insurance Market. *Quarterly Journal of Economics*, 90: 630-649.
- [27] Saboia, J. L. M. (1984). Evolução histórica do salário mínimo no Brasil: Fixação, valor real e diferenciação regional. PNPE. Série Fac-Símile 15.
- [28] Silverman, B. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman & Hall.
- [29] Tafner, P. (2007). Seguridade e Previdência: Conceitos Fundamentais. In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, cap.1: 29-63.
- [30] Tafner, P. e F. Giambiagi (2007). Introdução. In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, Introdução: 11-25.
- [31] UNDP (United Nations Development Programme) (2006). Human Development Report - Beyond scarcity: Power, poverty and the global water crisis, New York.

## 7 Apêndice A

Tabela 1. Característica dos Benefícios e Contribuições da Previdência Social Brasileira

Estatísticas	Benefícios Previdenciários <sup>(1)</sup>			Estatísticas	Contribuições Previdenciárias <sup>(2)</sup>		
	1987	1996	2006		1987	1996	2006
<b>Nº de beneficiários (em milhões)</b>				<b>Nº de contribuintes (em milhões)</b>			
Aposentadoria	7.59	11.18	14.66	Trabalhador Comum	21.77	21.44	31.67
Pensão	2.47	4.95	8.28	Funcionário Público	2.20	4.21	5.50
Abono	0.04	0.01	0.01	Trabalhador Doméstico	0.67	1.18	1.86
				Conta-Própria	2.86	2.78	2.74
<b>Total</b>	<b>10.10</b>	<b>16.13</b>	<b>22.95</b>	<b>Total</b>	<b>27.50</b>	<b>29.61</b>	<b>41.78</b>
<b>% de cada tipo de benefício</b>				<b>% de cada tipo de contribuinte</b>			
Aposentadoria	75.17%	69.31%	63.86%	Trabalhador Comum	79.16%	72.41%	75.81%
Pensão	24.48%	30.66%	36.10%	Funcionário Público	8.01%	14.21%	13.17%
Abono	0.35%	0.03%	0.04%	Trabalhador Doméstico	2.43%	3.97%	4.46%
				Conta-Própria	10.40%	9.40%	6.56%
<b>% de Beneficiários dentro de cada faixa etária</b>				<b>% de Contribuintes dentro de cada faixa etária</b>			
18-27 anos	0.58%	1.47%	2.40%	18-27 anos	36.39%	32.08%	34.50%
28-37 anos	2.04%	3.22%	4.03%	28-37 anos	45.31%	42.21%	44.83%
38-47 anos	23.39%	17.84%	35.61%	38-47 anos	41.56%	42.42%	44.06%
48-57 anos	19.52%	24.00%	20.56%	48-57 anos	30.29%	30.02%	35.05%
58-67 anos	44.24%	60.44%	60.73%	58-67 anos	16.28%	14.15%	14.69%
68+ anos	83.45%	88.43%	87.67%	68+ anos	2.98%	2.56%	2.20%

Nota: <sup>(1)</sup> Os benefícios previdenciários são divididos em 3 categorias: aposentadoria, pensão e abono (de permanência). Este último trata-se de um abono concedido pelo governo (25% do benefício previdenciário) para que o trabalhador já tendo condições de se aposentar, permaneça no mercado de trabalho. <sup>(2)</sup> As contribuições são divididas segundo o tipo de ocupação do trabalhador: trabalhador comum, funcionário público, trabalhador doméstico e conta-própria.

Tabela 2. Índices de desigualdade factuais e contrafactuais amostrais e razões  
contrafactual-factual

Faixa etária	Ano	Factual		Contrafactual						Razões					
		Gini	Theil	(1)		(2)		(3)		(1)/Factual		(2)/Factual		(3)/Factual	
				Gini	Theil	Gini	Theil	Gini	Theil	Gini	Theil	Gini	Theil	Gini	Theil
18+ anos	1987	0.6005	0.7520	0.6220	0.8148	0.6027	0.7513	0.6244	0.8140	3.6%	8.4%	0.4%	-0.1%	4.0%	8.2%
	1996	0.5908	0.7073	0.6343	0.8264	0.5901	0.7005	0.6334	0.8176	7.4%	16.8%	-0.1%	-1.0%	7.2%	15.6%
	2006	0.5453	0.6042	0.6026	0.7505	0.5475	0.6043	0.6058	0.7512	10.5%	24.2%	0.4%	0.0%	11.1%	24.3%
18 - 27 anos	1987	0.5680	0.6617	0.5756	0.6858	0.5708	0.6638	0.5786	0.6879	1.3%	3.6%	0.5%	0.3%	1.9%	4.0%
	1996	0.5682	0.6436	0.5850	0.6900	0.5680	0.6380	0.5850	0.6838	3.0%	7.2%	0.0%	-0.9%	3.0%	6.2%
	2006	0.5296	0.5579	0.5499	0.6117	0.5327	0.5594	0.5537	0.6139	3.8%	9.6%	0.6%	0.3%	4.6%	10.0%
28 - 37 anos	1987	0.6072	0.7534	0.6139	0.7740	0.6095	0.7532	0.6162	0.7734	1.1%	2.7%	0.4%	0.0%	1.5%	2.7%
	1996	0.5941	0.7012	0.6097	0.7440	0.5932	0.6940	0.6085	0.7354	2.6%	6.1%	-0.2%	-1.0%	2.4%	4.9%
	2006	0.5553	0.6178	0.5761	0.6705	0.5592	0.6219	0.5802	0.6744	3.7%	8.5%	0.7%	0.7%	4.5%	9.2%
38 - 47 anos	1987	0.6018	0.7383	0.6148	0.7759	0.6045	0.7396	0.6175	0.7766	2.2%	5.1%	0.5%	0.2%	2.6%	5.2%
	1996	0.5983	0.7237	0.6209	0.7884	0.5971	0.7154	0.6193	0.7779	3.8%	9.0%	-0.2%	-1.1%	3.5%	7.5%
	2006	0.5460	0.5972	0.5762	0.6725	0.5495	0.5996	0.5795	0.6736	5.5%	12.6%	0.6%	0.4%	6.1%	12.8%
48 - 57 anos	1987	0.6087	0.7910	0.6342	0.8815	0.6102	0.7877	0.6361	0.8770	4.2%	11.5%	0.2%	-0.4%	4.5%	10.9%
	1996	0.6011	0.7313	0.6446	0.8684	0.6004	0.7253	0.6437	0.8593	7.2%	18.7%	-0.1%	-0.8%	7.1%	17.5%
	2006	0.5511	0.6277	0.6092	0.7888	0.5532	0.6266	0.6116	0.7852	10.5%	25.7%	0.4%	-0.2%	11.0%	25.1%
58 - 67 anos	1987	0.6271	0.8282	0.6889	1.0422	0.6287	0.8285	0.6906	1.0402	9.9%	25.8%	0.3%	0.0%	10.1%	25.6%
	1996	0.5871	0.7035	0.7103	1.0766	0.5875	0.7009	0.7098	1.0680	21.0%	53.0%	0.1%	-0.4%	20.9%	51.8%
	2006	0.5361	0.5909	0.6936	1.0354	0.5380	0.5920	0.6953	1.0319	29.4%	75.2%	0.3%	0.2%	29.7%	74.6%
68+ anos	1987	0.6495	0.9777	0.7752	1.4684	0.6511	0.9743	0.7755	1.4547	19.3%	50.2%	0.2%	-0.3%	19.4%	48.8%
	1996	0.5911	0.7527	0.7965	1.4664	0.5917	0.7508	0.7957	1.4550	34.7%	94.8%	0.1%	-0.3%	34.6%	93.3%
	2006	0.4921	0.5108	0.7531	1.2517	0.4937	0.5111	0.7544	1.2477	53.0%	145.0%	0.3%	0.1%	53.3%	144.3%

Nota: (1) = renda de todas as fontes líquida familiar *per capita* - renda dos benefícios previdenciários

(2) = renda de todas as fontes líquida familiar *per capita* + contribuições previdenciárias

(3) = renda de todas as fontes líquida familiar *per capita* - renda dos benefícios previdenciários + contribuições previdenciárias

Tabela 3. Matriz de Contingência e Medidas de Adequabilidade dos Probits estimados da equação (4) - Variável dependente: proporção de beneficiários - Amostra: 18 ou mais anos

	Ano 1987			Ano 1996			Ano 2006		
	Valor Verdadeiro <sup>(1)</sup>		Total	Valor Verdadeiro <sup>(1)</sup>		Total	Valor Verdadeiro <sup>(1)</sup>		Total
Classificado como <sup>(2)</sup>	b	nb		b	nb		b	nb	
+	13794	3159	16953	22167	5175	27342	29787	7483	37270
-	7227	143975	151202	11454	157905	169359	16883	208949	225832
Total	21021	147134	168155	33621	163080	196701	46670	216432	263102
<i>Sensitivity</i>	Pr( +  b)	65.62%		65.93%			63.82%		
<i>Specificity</i>	Pr( - nb)	97.85%		96.83%			96.54%		
<i>Positive predictive value</i>	Pr( b  +)	81.37%		81.07%			79.92%		
<i>Negative predictive value</i>	Pr(nb  -)	95.22%		93.24%			92.52%		
<i>False + rate for true nb</i>	Pr( + nb)	2.15%		3.17%			3.46%		
<i>False - rate for true b</i>	Pr( -  b)	34.38%		34.07%			36.18%		
<i>False + rate for classified +</i>	Pr(nb  +)	18.63%		18.93%			20.08%		
<i>False - rate for classified -</i>	Pr( b  -)	4.78%		6.76%			7.48%		
Corretamente classificado <sup>(3)</sup>		93.82%		91.55%			90.74%		
<b>Goodness-of-fit test</b>									
número de observações		168155		196701			263102		
estatística qui-quadrada de Pearson		787170		556183			429858		
Prob > estatística Pearson		0.0000		0.0000			0.0000		
<b>Medida do Poder Preditivo</b>									
área sob a curva ROC <sup>(4)</sup>		0.9511		0.9383			0.9289		

Nota: <sup>(1)</sup>O "Valor Verdadeiro" é o valor observado a partir da amostra, podendo ser beneficiário (b) ou não (nb), os quais recebem valor 1 e 0, respectivamente. <sup>(2)</sup>O modelo classifica como beneficiário (+) se a probabilidade prevista a partir do probit (Pr(b|c,x)) é maior ou igual que um *cutoff* (o qual é igual a 0.5 para os valores mostrados na matriz no topo da tabela). <sup>(3)</sup>Esta taxa é calculada pela soma da diagonal principal da matriz dividida pelo total. <sup>(4)</sup>A curva ROC (*receiver operating characteristic*) é um gráfico da *sensitivity* contra *1-specificity* com o *cutoff* variando de 0 a 1. A área sob a curva ROC é uma medida do poder preditivo do modelo estimado, variando de 0.5 (nenhum poder preditivo) até 1 (poder preditivo perfeito).

Tabela 4. Matriz de Contingência e Medidas de Adequabilidade dos Probits estimados da equação (5) - Variável dependente: proporção de contribuintes - Amostra: 18 ou mais anos

	Ano 1987			Ano 1996			Ano 2006		
	Valor Verdadeiro <sup>(1)</sup>		Total	Valor Verdadeiro <sup>(1)</sup>		Total	Valor Verdadeiro <sup>(1)</sup>		Total
Classificado como <sup>(2)</sup>	c	nc		c	nc		c	nc	
+	43791	15337	59128	41484	18269	59753	61115	25692	86807
-	15700	93327	109027	23312	113636	136948	28044	148251	176295
Total	59491	108664	168155	64796	131905	196701	89159	173943	263102
<i>Sensitivity</i>	Pr( +  c)	73.61%		64.02%			68.55%		
<i>Specificity</i>	Pr( - nc)	85.89%		86.15%			85.23%		
<i>Positive predictive value</i>	Pr( c  +)	74.06%		69.43%			70.40%		
<i>Negative predictive value</i>	Pr(nc  -)	85.60%		82.98%			84.09%		
<i>False + rate for true nb</i>	Pr( + nc)	14.11%		13.85%			14.77%		
<i>False - rate for true b</i>	Pr( -  c)	26.39%		35.98%			31.45%		
<i>False + rate for classified +</i>	Pr(nc  +)	25.94%		30.57%			29.60%		
<i>False - rate for classified -</i>	Pr( c  -)	14.40%		17.02%			15.91%		
Corretamente classificado <sup>(3)</sup>		81.54%		78.86%			79.58%		
<b>Goodness-of-fit test</b>									
número de observações		168155		196701			263102		
estatística qui-quadrada de Pearson		164033		164189			216214		
Prob > estatística Pearson		0.0000		0.0000			0.0000		
<b>Medida do Poder Preditivo</b>									
área sob a curva ROC <sup>(4)</sup>		0.8934		0.8719			0.8782		

Nota: <sup>(1)</sup>O "Valor Verdadeiro" é o valor observado a partir da amostra, podendo ser contribuinte (c) ou não (nc), os quais recebem valor 1 e 0, respectivamente. <sup>(2)</sup>O modelo classifica como contribuinte (+) se a probabilidade prevista a partir do probit (Pr(c|x)) é maior ou igual que um *cutoff* (o qual é igual a 0.5 para os valores mostrados na matriz no topo da tabela). <sup>(3)</sup>Esta taxa é calculada pela soma da diagonal principal da matriz dividida pelo total. <sup>(4)</sup>A curva ROC (*receiver operating characteristic*) é um gráfico da *sensitivity* contra *1-specificity* com o *cutoff* variando de 0 a 1. A área sob a curva ROC é uma medida do poder preditivo do modelo estimado, variando de 0.5 (nenhum poder preditivo) até 1 (poder preditivo perfeito).

Tabela 5. Diferença de percentis e Índices de Desigualdade para diversas densidades

(Decomposição Normal)

Medidas	1987	1996	2006	96b87	96bc87	96bcx87	06b96	06bc96	06bcx96
90-10	1011	1093	1044	978	1030	900	1236	1246	1010
50-10	183	191	233	181	196	170	233	237	201
90-50	828	902	811	796	835	730	1002	1009	809
75-25	394	416	422	379	403	362	460	464	387
95-5	1676	1815	1742	1507	1601	1432	2299	2525	2106
Gini	0.5668	0.5581	0.5432	0.5403	0.5396	0.5386	0.5352	0.5451	0.5374
Theil	0.6267	0.6037	0.5504	0.5630	0.5600	0.5560	0.5423	0.5641	0.5417

Nota: O diferencial dos percentis e o Gini/Theil de 1987, 1996 e 2006 foram obtidos a partir das densidades estimadas  $f(w; t_w|b,c,x=t, t_b|c,x=t, t_c|x=t, t_x=t)$ , onde  $t$  é sempre um destes anos. As medidas contrafactuais foram obtidas a partir das densidades contrafactuais simuladas. Por exemplo, 96b87 refere-se ao diferencial dos percentis e ao Gini/Theil obtido a partir da densidade contrafactual  $f(w; t_w|b,c,x=96, t_b|c,x=87, t_c|x=96, t_x=96)$ . 96bc87 refere-se à densidade contrafactual  $f(w; t_w|b,c,x=96, t_b|c,x=87, t_c|x=87, t_x=96)$ . 96bcx87 refere-se à densidade contrafactual  $f(w; t_w|b,c,x=96, t_b|c,x=87, t_c|x=87, t_x=87)$ . Analogamente, o mesmo padrão é válido na comparação de 2006 com 1996.

Tabela 6. Diferença de percentis e Índices de Desigualdade para diversas densidades

(Decomposição Reversa)

Medidas	1987	1996	2006	96x87	96xc87	96xcb87	06x96	06xc96	06xcb96
90-10	1011	1093	1044	898	899	900	1010	1010	1010
50-10	183	191	233	170	171	170	198	204	201
90-50	828	902	811	728	728	730	812	807	809
75-25	394	416	422	362	363	362	388	385	387
95-5	1676	1815	1742	1388	1403	1432	2128	2149	2106
Gini	0.5668	0.5581	0.5432	0.5337	0.5351	0.5386	0.5375	0.5373	0.5374
Theil	0.6267	0.6037	0.5504	0.5450	0.5480	0.5560	0.5425	0.5413	0.5417

Nota: O diferencial dos percentis e o Gini/Theil de 1987, 1996 e 2006 foram obtidos a partir das densidades estimadas  $f(w; t_w|b,c,x=t, t_x|c,b=t, t_c|b=t, t_b=t)$ , onde  $t$  é sempre um destes anos. As medidas contrafactuais foram obtidas a partir das densidades contrafactuais simuladas. Por exemplo, 96b87 refere-se ao diferencial dos percentis e ao Gini/Theil obtido a partir da densidade contrafactual  $f(w; t_w|b,c,x=96, t_x|c,b=87, t_c|b=96, t_b=96)$ . 96bc87 refere-se à densidade contrafactual  $f(w; t_w|b,c,x=96, t_x|c,b=87, t_c|b=87, t_b=96)$ . 96bcx87 refere-se à densidade contrafactual  $f(w; t_w|b,c,x=96, t_x|c,b=87, t_c|b=87, t_b=87)$ . Analogamente, o mesmo padrão é válido na comparação de 2006 com 1996.



Tabela 8. Aumento/Redução do Gini devido ao efeito da proporção de beneficiários e contribuintes de um ano base para um ano final

Faixas etárias	Indicador	Decomposição Normal				Decomposição Reversa			
		1996/ 96b87	96b/ 96bc87	2006/ 06b96	06b96/ 06bc96	96x87/ 96xc87	96xc87/ 96xcb87	06x96/ 06xc96	06xc96/ 06xcb96
18+	Gini	3.30%	0.14%	1.50%	-1.81%	-0.26%	-0.66%	0.04%	-0.02%
	Theil	7.23%	0.54%	1.49%	-3.86%	-0.56%	-1.44%	0.22%	-0.07%
18-27	Gini	1.37%	1.06%	-0.49%	-0.61%	0.01%	0.03%	-0.04%	-0.01%
	Theil	1.07%	2.40%	-2.99%	-3.27%	0.02%	0.14%	-0.06%	0.05%
28-37	Gini	1.53%	1.07%	-1.06%	-1.67%	-0.13%	-0.16%	-0.11%	-0.16%
	Theil	2.44%	3.11%	-4.60%	-3.59%	-0.33%	-0.38%	-0.25%	-0.38%
38-47	Gini	2.26%	2.13%	1.59%	-0.04%	-0.29%	-0.20%	0.06%	0.12%
	Theil	5.71%	5.33%	2.07%	-0.09%	-0.73%	-0.51%	0.15%	0.33%
48-57	Gini	1.74%	0.09%	0.49%	0.67%	-0.09%	-0.30%	0.24%	0.29%
	Theil	4.33%	0.72%	0.09%	1.54%	-0.22%	-0.76%	0.58%	0.68%
58-67	Gini	0.64%	-1.73%	-0.01%	2.40%	1.21%	-2.61%	-0.42%	0.34%
	Theil	0.15%	-3.87%	-0.14%	6.07%	2.12%	-4.58%	-0.81%	0.68%
68+	Gini	5.85%	25.20%	-2.83%	-0.58%	1.24%	-3.35%	-0.65%	0.39%
	Theil	7.92%	65.28%	-5.97%	-1.69%	1.67%	-5.07%	-1.20%	0.74%

Nota: Os aumentos/reduções do Gini/Theil são calculados através da razão do indicador factual pelo contrafactual do benefício e contribuição para a decomposição normal e, da razão do indicador do contrafactual dos outros fatores pelo contrafactual dos outros fatores, benefício e contribuição. Assim, por exemplo, a razão 1996/96b87 mede o aumento (neste caso) do Gini/Theil devido ao efeito da mudança da proporção de beneficiários e contribuintes de 1987 para 1996. A razão 96x87/96xb87 mede o aumento do Gini/Theil devido ao efeito da mudança da proporção de beneficiários e contribuintes de 1987 para 1996, dada já a mudança nos outros fatores.

## 8 Apêndice B

As alíquotas previdenciárias são compiladas a partir do trabalho de Afonso e Fernandes (2005) e da legislação a partir do site do Ministério da Previdência Social (MPAS) (Sistema de Legislação, Jurisprudência e Pareceres [SISLEX], [www.dataprev.gov.br/sislex](http://www.dataprev.gov.br/sislex) e do próprio MPAS, [www.mpas.gov.br](http://www.mpas.gov.br)). As alíquotas dos empregados seguem na tabela abaixo, divididas por grupos de trabalhadores. Estes tributos eram aplicados sobre o salário-de-contribuição, que por definição, era a soma dos rendimentos de todas as ocupações nas quais o agente contribuía. As alíquotas para os trabalhadores comuns antes de 1986 eram aplicadas de acordo com o maior salário mínimo regional (SMR) vigente no país<sup>30</sup>, respeitando-se o limite mínimo e máximo do salário de contribuição. Ou seja, se os rendimentos fossem abaixo de 1 SMR, o salário de contribuição era de 1 SMR e de forma análoga, se estivessem acima de 20 vezes o SMR, o salário-de-contribuição seria 20SMR. Para os trabalhadores domésticos, não existiam tais limites, e as alíquotas de 8% eram aplicadas sobre o SMR onde o trabalhador residia e não sobre o maior SMR. A partir de 1986, foram aplicadas as alíquotas por faixas de rendimentos, respeitados os limites mínimos (1 salário mínimo - 1 SM) e máximos (20SM) para os trabalhadores comuns. Para os domésticos, a alíquota dos empregados era agora de 8% sobre os rendimentos, com limites mínimo e máximo de 1 e 3 SM, respectivamente. A alíquota do empregador seria de 8% do SM para qualquer nível de rendimento. Em 1996 e 2006, trabalhadores comuns e domésticos seguem as mesmas alíquotas e também em faixas de rendimentos. Vale destacar que, a partir de 1989, a alíquota das empresas do setor financeiro foi adicionada em 2.5%, passando, portanto, a ser de 22.5%. As alíquotas dos contas-próprias deveriam ser aplicadas de acordo com uma escala de salários-base, a qual depende do tempo de filiação à previdência. Como estas informações estão indisponíveis, determinamos estas taxas previdenciárias endogenamente, como em Afonso e Fernandes (2005), ou seja, a partir de informações do MPAS, dividimos a soma das contribuições individuais dos segurados<sup>31</sup> pelo total das contribuições. Para obter a alíquota do empregador para o autônomo, dividimos a soma das contribuições das empresas pelo total arrecadado das contribuições. Mas esta alíquota representa a alíquota efetiva de todas as empresas. Então, a partir da PNAD, obtivemos o percentual de contribuintes autônomos e multiplicamos pela alíquota de todas as empresas, para obter uma proxy da alíquota efetiva da empresa que recebeu prestação de serviços de um conta-própria. Estas alíquotas, visualizadas na tabela abaixo, são aplicadas sobre os rendimentos da PNAD, sem imposição de limites. A partir de abril de 2003, a escala de salários-base foi extinta, sendo considerado agora como salário-de-contribuição, o total de rendimentos auferidos pelos autônomos pela prestação de serviços. Além disso, existe a obrigatoriedade da complementação da contribuição por parte do contribuinte individual se o valor descontado pela empresa for inferior ao limite mínimo do salário-de-contribuição (20% sobre a diferença); além do limite mínimo (1 SM) já recolhido por este autônomo. E por fim, a alíquota do empregador para o conta-própria será de 20%, se a empresa for uma entidade beneficente de assistência social.

Por fim, por hipótese assumimos que a alíquota do funcionário público será sempre de 11% e

---

<sup>30</sup>Estes valores foram obtidos de Saboia (1984).

<sup>31</sup>A partir de 1999, o termo autônomo foi substituído por contribuinte individual.

da União, estados e municípios que empregam tal trabalhador será nula, como também adotada em Afonso e Fernandes (2005).

Tabela 9. Alíquotas previdenciárias para empregados, segundo grupo de ocupação

Faixas de renda	1987		
	Comuns	Domésticos	Contas-Próprias
1SM <= w <= 3 SM	8.5%	8%	7.64%
3 SM < w <= 5 SM	8.75%	-	7.64%
5 SM < w <= 10 SM	9%	-	7.64%
10 SM < w <= 15 SM	9.5%	-	7.64%
15 SM < w <= 20 SM	10%	-	7.64%

Faixas de renda	1996		
	Comuns	Domésticos	Contas-Próprias
1SM <= w <= 249.8	8%	8%	3.79%
249.8 < w <= 416.33	9%	9%	3.79%
416.33 < w <= 832.66	11%	11%	3.79%

Faixas de renda	2006		
	Comuns	Domésticos	Contas-Próprias
1SM <= w <= 840.55	7.65%	7.65%	20%
840.55 < w <= 1050	8.65%	8.65%	20%
1050 < w <= 1400.91	9%	9%	20%
1400.91 < w <= 2801.82	11%	11%	20%

Fonte: Elaboração própria a partir da legislação previdenciária  
 Nota: As faixas de renda não estão deflacionadas. Além disso, o SM em 1996 era de 112 reais. Assim, o teto de contribuição (832.66) equivale aproximadamente a 7.44 vezes o SM da época. O SM em 2006 era de 350 reais e, portanto, o teto de contribuição (2801.82) equivale a aproximadamente 8 vezes o SM da época.

## Capítulo 3

# Efetividade do "Salário Mínimo Estadual": Uma Análise Via Regressões Quantílicas para Dados Longitudinais\*†

### Resumo

Em 2000, o governo federal fixou uma lei que permitiu os estados fixarem pisos salariais acima do salário mínimo. Os estados do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul adotaram tal lei em 2001. Utilizando dados de painel da Pesquisa Mensal de Emprego de 2000 e 2001, lançamos mão de uma análise via regressões quantílicas para dados longitudinais (Koenker, 2004) e, assim, obtivemos resultados que apontam para um baixo cumprimento da lei nestes estados. Adicionalmente, obtivemos evidências de efeito nulo sobre o nível de emprego. Estes resultados indicam para um alto descumprimento da legislação devido a uma baixa efetividade da lei, como sugerido pela teoria (Yaniv, 2006).

JEL: J38,K31,C23,C25,C29

Palavras-Chaves: salário mínimo, legislação estadual, regressão quantílica para dados longitudinais e estimador diferenças em diferenças.

## 1 Introdução

A grande maioria da literatura que investiga os efeitos do salário mínimo (SM) considera a hipótese implícita que as firmas cumprem totalmente com a lei que fixa o SM<sup>1</sup>. No entanto, esta é uma hipótese que nem sempre é válida, pois o cumprimento com a lei pode resultar em lucros menores por parte dos empregadores.

Os modelos competitivos de livro texto mostram que a fixação de um SM *binding*, ou seja, acima do salário de equilíbrio do mercado, implicam em uma queda no nível de emprego. Por outro lado, alguns modelos de monopsonio prevêem que um aumento pequeno do SM pode ter efeitos positivos, nulos ou negativos no nível de emprego (Albrecht e Axel 1984; Burdett

---

\*Este artigo foi feito em co-autoria com Marcelo Cortes Neri, chefe do Centro de Políticas Sociais (CPS/FGV) e professor da EPGE/FGV.

†Agradecemos a Raquel Sampaio, por uma versão bem preliminar deste artigo; e aos comentários de Carlos Eugênio da Costa e Luis Renato Lima, da EPGE/FGV; Christiam Gonzáles-Chávez, doutorando da EPGE/FGV; Fábio Reis Gomes, do IBMEC-SP; e a todos os participantes do XXIX Encontro Brasileiro de Econometria (SBE), realizado em dezembro de 2007 em Recife, Brasil, por seus comentários que ajudaram na versão atual deste artigo. Agradecemos também a Carlos Lamarche, da Universidade de Oklahoma, pela ajuda na estimação do *bootstrap*. Os eventuais erros são de inteira responsabilidade dos autores.

<sup>1</sup>O termo em inglês usado na literatura para o caso de cumprimento total da lei é *full compliance*, e no caso de não cumprimento seria *noncompliance*.

e Mortensen 1989; Eckstein e Wolpin 1990). Alguns estudos para os EUA apontam para a predominância do primeiro modelo (Brown et al., 1982; Brown, 1988; Newmark e Wascher, 1992) enquanto outros estudos apontam para o segundo modelo (Card e Krueger, 1994; Card, 1992a e 1992b; e Katz e Krueger, 1992). No entanto, nenhum desses dois grupos de estudos e modelos analisam as implicações de um cumprimento parcial ou nulo da lei.

Assim, neste artigo, pretendemos analisar esta hipótese de cumprimento por parte dos empregadores à uma legislação que fixa um preço mínimo para a força de trabalho superior ao preço do mercado. Em particular, avaliaremos a lei dos pisos estaduais de salário<sup>2</sup>. Tal lei foi implantada em 14 de julho de 2000 e permitiu os estados fixarem pisos salariais acima do SM, conferindo maiores graus de liberdade aos estados em relação às suas finanças públicas. Apenas dois estados optaram por estabelecer pisos salariais privados superiores ao SM: Rio de Janeiro (RJ) e Rio Grande do Sul (RS). Por exemplo, em 31 de dezembro de 2000, enquanto o SM federal era de 151 reais, o governo do estado do RJ estabeleceu pisos salariais para 3 categorias de profissões que variavam de 220 até 226 reais.

O SM exerce uma miríade de papéis na economia brasileira. Um mesmo valor baliza, simultaneamente, ativos e inativos dos setores público e privado num país heterogêneo como o Brasil. Na verdade, a introdução desse piso salarial representa uma oportunidade privilegiada de avaliação dos impactos do SM por três motivos. **Primeiro**, por isolar os efeitos do SM que atuam pelas vias do mercado de trabalho daqueles operantes pelas vias fiscais. Um princípio fundamental da nova institucionalidade do SM é: permitir que o SM do mercado de trabalho privado, regulado pela CLT, seja fixado em níveis superiores aos pisos das transferências do setor público<sup>3</sup>. Os efeitos do SM operantes pela via fiscal são menos controversos do que os atuantes pelas vias do trabalho. O canal de atuação do SM através dos benefícios da previdência social, programas sociais (benefício de prestação continuada e seguro-desemprego entre outros) ou do salário do funcionalismo podem ser avaliados diretamente. Como a magnitude do efeito pelas vias do setor público é muito superior ao do mercado de trabalho privado, a estimativa deste último efeito fica obscurecida por efeitos de injeção de demanda associado a mudanças dos gastos públicos associados ao SM. **Segundo**, quando o SM é reajustado de maneira diferenciada entre estados, como prescreve a lei, obtemos condições superiores para testar os seus efeitos. Além dos grupos afetados pelo reajuste teremos um grupo de controle (por exemplo, a mesma categoria

---

<sup>2</sup>O termo "Salário Mínimo" é constitucional e só pode ser utilizado em relação ao valor que a União fixa. Assim, o termo mais correto em termos de legislação para os "Salários Mínimos Estaduais" é "pisos estaduais de salário".

<sup>3</sup>Mesmo pensando em termos exclusivamente trabalhistas, um país de dimensões continentais como o Brasil, comporta uma formidável diversidade de mercados de trabalho locais. Aspectos como os hábitos de consumo, o tamanho e a composição das famílias, os preços e a produtividade variam notavelmente de uma região para outra. Logo, não se justificaria a existência de um único piso salarial. O Brasil era um dos poucos países grandes do mundo com um mínimo unificado. Países, como a Holanda, possuem mínimos regionais; nos EUA é estadualizado, na França é setorializado e no Japão é regionalizado e setorializado. Neri (1999) já havia proposto tal regionalização do salário mínimo no Brasil como uma forma de desvinculação da previdência social. A idéia era através de lei complementar deslocar o foco para a agenda positiva a fim de permitir pisos trabalhistas superiores ao salário mínimo com exigência de votos parlamentares menor que a exigida pela mudança Constitucional da desvinculação pura e simples.

profissional em outros estados) para isolar os efeitos do SM. A alta heterogeneidade espacial da efetividade do SM observada sugere impactos de grupos afetados em situações bastante diferenciadas. Para se ter uma idéia, no Noroeste Fluminense a proporção de trabalhadores com renda atrelada ao SM é três vezes maior que na região Metropolitana entre 1996 e 1999. Enquanto lá 38% dos empregados remunerados ganham o SM ou seus múltiplos, no Grande Rio a mesma parcela não passa dos 12%. **Finalmente**, a alta magnitude do reajuste nominal concedido ao piso frente ao SM, chegando a 50%, permite estimação precisa dos efeitos obtidos no mercado de trabalho.

Neste artigo, apresentamos inicialmente uma avaliação da efetividade da lei de pisos estaduais de salário<sup>4</sup>. Numa análise descritiva preliminar sugere-se uma baixa concentração de rendimentos nos pisos estaduais, vis a vis, uma redução da acumulação de massa no SM, das ocupações definidas nas legislações estaduais fluminense e gaúcha. Esta evidência preliminar sugere algum nível de descumprimento da legislação. Assim, utilizando dados de painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2000 e 2001<sup>5</sup>, para as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro/Porto Alegre e de São Paulo (SP), analisamos o *gap* (diferença) entre o SM e o salário do mercado (que chamamos de diferencial salarial) dos trabalhadores ocupados nestes estados que adotaram a lei em relação a SP (considerado como grupo de controle). Para tal análise, utilizamos uma abordagem via regressões quantílicas para dados longitudinais (Koenker, 2004), modelo o qual se adequa à estrutura dinâmica da PME. Assim, a estimação deste modelo permite verificar o efeito nos quantis de rendimentos que apropriadamente seriam mais afetados pela lei (quantis *binding*). Os resultados apontam também para baixa efetividade da lei, dado que o aumento do diferencial salarial foi estatisticamente nulo em favor de RJ/RS.

Em seguida, comparamos as variações no emprego dos trabalhadores antes e depois da mudança na legislação. Assim, encontramos evidências de efeito nulo sobre o nível de emprego, na direção contrária ao modelo convencional, dado o grande aumento salarial que a lei proporcionaria, sendo um indicativo adicional de baixa efetividade da legislação.

O artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 revisamos a literatura sobre (des)cumprimento da legislação do SM; a seção 3 descreve as legislações de pisos estaduais salariais; a seção 4 descreve brevemente a base de dados e a amostra utilizada da população de interesse; a seção 5 subdivide-se em: seção 5.1 que descreve a estratégia empírica utilizada; seção 5.2 que apresenta a avaliação descritiva da efetividade da lei; seção 5.3 que lança-se mão da PME na análise dinâmica das regressões quantílicas; seção 5.4 que avalia o impacto da lei sobre o nível de emprego e; seção 5.5 discute os resultados encontrados e; por fim a seção 6 conclui.

---

<sup>4</sup>O termo efetividade empregado neste artigo se refere no sentido da lei ser *enforced*. No entanto, notamos que a lei dos pisos estaduais é *enforceable*, em termos da capacidade de ser *enforced*, visto que conseguimos verificar se a legislação está sendo cumprida, pois quem reporta o salário é o empregado através da base de dados que utilizaremos.

<sup>5</sup>Ressaltamos que, temos disponíveis os dados da PME somente de **janeiro a julho de 2000 e do ano inteiro de 2001**.

## 2 Literatura Relacionada

Apresentamos aqui a literatura teórica e empírica relacionada ao descumprimento da lei do SM.

### 2.1 Considerações Teóricas

A grande maioria da literatura que investiga os efeitos do SM considera a hipótese implícita que as firmas vão cumprir totalmente com a lei que fixa o SM. No entanto, esta é uma hipótese que nem sempre é válida, pois o cumprimento com a lei pode resultar em lucros menores por parte dos empregadores. Ashenfelter e Smith (1979, daqui em diante AS), em seu artigo seminal, apresentam um modelo simples no qual consideram que o empregador decide entre obedecer ou não à uma lei que cria um SM *binding*, ou seja, acima do salário de equilíbrio do mercado. Assim, os autores avaliam apenas o aspecto da **evasão** da lei, ou seja, se os empregadores pagam o salário fixado pela lei. Eles consideram uma probabilidade  $\lambda$  das autoridades pegarem e punirem o infrator e impõem uma multa fixa (exógena) a ser paga. As conclusões deles são que o incentivo a obedecer à lei é menor: (i) quanto mais distante é o salário de mercado do SM e (ii) quanto maior a elasticidade da demanda por trabalho (em valor absoluto). Portanto, as firmas que empregam trabalhadores de baixo salário e, conseqüentemente, são mais afetadas pela fixação do SM, terão maiores incentivos a desobedecerem à lei.

Grenier (1982) considera uma multa endógena, que é estipulada como exatamente o *gap* (diferença) entre o salário de mercado e o SM. No entanto, ambos os estudos ignoram o efeito da decisão de violação da lei sobre o nível de **emprego**. Em um estudo posterior, Chang e Ehrlich (1985) apontam alguns erros encontrados nestes artigos<sup>6</sup>, estendem a penalidade para ser um múltiplo  $k$  deste *gap* e analisam, além do efeito do descumprimento da **evasão**, o impacto sobre o nível de **emprego**. As principais conclusões apontadas por estes autores são que: (i) uma penalidade que seja uma fração ( $k \leq 1$ ) do *gap* não constituirá um mecanismo efetivo para impedir o descumprimento; (ii) o incentivo para violação seria eliminado se a taxa de penalidade  $k$  fosse determinada a um nível suficientemente alto tal que fizesse a taxa de salário esperada maior que o SM<sup>7</sup>; (iii) qualquer que seja a estrutura de penalidade imposta pelas autoridades, ou seja, seja exógena ou proporcional ao *gap*, o incentivo ao descumprimento, se positivo, será maior quanto mais distante for o salário de mercado do SM e (iv) a firma reduzirá o nível de emprego não apenas quando cumpre com a lei, mas também quando descumpra com a lei, porém mantendo acima da primeira situação. Isso ocorre porque a taxa de salário esperada (efetiva) que a firma se depara é maior que o salário de mercado, mas menor que o SM.

Em um estudo recente, Yaniv (2001, 2004a) estende a análise considerando descumprimento

---

<sup>6</sup> Alguns destes erros são: (i) uma penalidade baseada em uma fração (menor do que um) do *gap* e, assim, o SM não constitui um mecanismo efetivo de impedir a violação da lei e; (ii) o incentivo para descumprimento é maior quanto mais distante for o salário do mercado em relação ao SM, **independentemente** da estrutura de penalização.

<sup>7</sup> Se  $m$  for o salário mínimo,  $w$  o salário de mercado, então esta conclusão (ii) afirma formalmente que a firma decidirá não violar a lei se:

$$w + \lambda k (m - w) > m$$

parcial da lei, ou seja, uma firma avessa ao risco que possa descumprir com a lei para uma fração de seus trabalhadores, enquanto a fração complementar recebe o SM<sup>8</sup>. Assim, o empregador poderia diversificar o risco de ser pego e punido. Como evidência adicional às obtidas por Chang e Ehrlich (1985), o autor conclui que:

$$L_{PC} = L_C < L_{NC} < L_w^*$$

em que,  $L_{PC}$  é o nível de emprego dos que cumpre parcialmente a lei,  $L_C$  dos que cumprem,  $L_{NC}$  dos que descumprem e  $L_w$  no caso de ausência da lei no nível do salário de mercado ( $w$ ). Ou seja, firmas que cumprem parcialmente com a legislação, irão empregar a mesma quantidade de trabalhadores do que as que cumprem totalmente.

Squire e Narueput (1997) consideram também um modelo de equilíbrio parcial, mas com firmas heterogêneas e neutras ao risco, incorporando um parâmetro de produtividade ( $\theta_i$ ) que é crescente em relação ao tamanho das firmas. A probabilidade de ser inspecionado é crescente com a produtividade da firma ( $\lambda'(\theta_i) > 0$ ), ou seja, firmas maiores têm uma chance maior de serem investigadas. Além disso, os autores permitem a firma escolher entre cumprir, descumprir (pagar abaixo do SM) ou evitar legalmente (reduzindo contratações ou contratando trabalhadores de tempo parcial) a lei. Eles chegam às seguintes conclusões: (i) firmas com baixa produtividade descumprirão, de média produtividade cumprirão e de alta produtividade evitarão a lei; (ii) quanto maior  $\lambda$  e/ou a multa fixa ( $D$ ), maior a proporção de firmas que cumprem e menor as que descumprem; (iii) quanto maior a precisão e compreensão da legislação (que aumenta os custos fixos de se evitar legalmente a lei) menor a proporção de firmas que evitam a lei e maior as que cumprem.

No entanto, em outro artigo recente, Yaniv (2004b) deriva também a curva de oferta dos trabalhadores. As curvas de demanda e oferta, em seu modelo, terão uma dependência direta do nível de efetividade da lei empregado pelas autoridades (de acordo com as definições dadas esta medida seria igual a  $\lambda k$ )<sup>9</sup>. Assim, se o incentivo por parte do governo ( $\lambda k$ ) é insuficiente para

<sup>8</sup>O autor nota que o resultado não se alteraria se fosse permitido que o empregador pudesse decidir pagar mais do que a taxa de salário do mercado, mas menos que o SM.

<sup>9</sup>Mais formalmente, o autor supõe que o lucro esperado da firma, caso não cumpra com a legislação será:

$$E(\pi) = pf(L^d) - [w + \lambda k(m - w)]L^d,$$

em que,  $p$  é o preço do produto,  $f(\cdot)$  a função de produção e  $L^d$  as horas de trabalho demandadas. A utilidade do trabalhador é aditivamente separável nas horas ofertadas de trabalho e rendimentos, assumindo o formato:  $U = -\phi(L^s) + wL^s$ , onde  $\phi(L^s)$  é a desutilidade do trabalho e  $L^s$  horas ofertadas de trabalho. Assim, a sua utilidade esperada, dado que a firma não cumpre será:

$$E(U) = -\phi(L^s) + [w + \lambda k(m - w)]L^s.$$

Assim, obtêm-se as seguintes CPO dos problemas da firma e do consumidor, respectivamente, para qualquer  $w < m$ :

$$\begin{aligned} pf'(L^d) - [w + k\lambda(m - w)] &= 0, \\ -\phi'(L^s) - [w + k\lambda(m - w)] &= 0, \end{aligned}$$

em que,  $p$ ,  $f'(L^d)$ ,  $\phi'(L^s)$ ,  $L^d$  e  $L^s$  são o preço do produto, as derivadas primeiras da função de produção e da desutilidade do trabalho, e as quantidades demandadas e ofertadas de trabalho, respectivamente. Aplicando o

induzir o cumprimento total da lei, a taxa de salário sub-mínimo de equilíbrio cairá abaixo do salário de mercado (ver Figura 1). Portanto, se o objetivo da legislação do SM é aumentar o nível salarial, os agentes estarão piores em relação a antes de sua fixação. Além disso, ao contrário da evidência dos artigos acima citados, Yaniv (2006) considera a condição de equilíbrio de mercado, fechando o modelo em um contexto de equilíbrio geral; e chegando à conclusão que o descumprimento da lei não terá efeito no nível de emprego<sup>10,11</sup>.

Assim, é de consenso na maioria dos artigos que o grau de efetividade da lei dependerá da medida  $\lambda k$ . Logo, para as autoridades elevarem  $\lambda$ , terão de consumir recursos a fim de elevarem os esforços na fiscalização e processo penal das violações. Mas isso poderá incorrer em custos crescentes para a sociedade. Assim, pode ser compensatório elevar as multas ( $k$ ) a fim de incentivar o cumprimento das leis. Mas esse mecanismo de incentivo também está restrito ao processo legislativo do Estado, que pode ser, em alguns países, lento demais.

Teorema da Função Implícita nestas duas CPOs, obtemos:

$$\begin{aligned}\frac{\partial L^d}{\partial(\lambda k)} &= \frac{m-w}{pf''(L^d)} < 0, \\ \frac{\partial L^s}{\partial(\lambda k)} &= \frac{m-w}{\phi''(L^s)} < 0,\end{aligned}$$

em que,  $f''(L^d) < 0$  e  $\phi''(L^s) > 0$ , que implicam produtividade decrescente e desutilidade do trabalho crescente, respectivamente. Assim, conforme a Figura 1, um aumento da efetividade deslocará a curva de oferta para a direita e a da demanda para a esquerda. A mudança da inclinação pode ser observada diferenciando as duas CPOs em relação a  $L$  e  $w$  e depois em relação a  $(\lambda k)$ :

$$\begin{aligned}\frac{\partial w}{\partial L^d \partial(\lambda k)} &= \frac{pf''(L^d)}{(1-\lambda k)^2} < 0, \\ \frac{\partial w}{\partial L^s \partial(\lambda k)} &= \frac{\phi''(L^s)}{(1-\lambda k)^2} > 0.\end{aligned}$$

Assim, um aumento em  $(\lambda k)$  torna também as duas curvas mais inclinadas em termos absolutos.

<sup>10</sup>Das CPOs mencionadas na nota anterior, podemos obter a função demanda e oferta,  $L^d = L^d(\tilde{w})$  e  $L^s = L^s(\tilde{w})$ , onde  $\tilde{w} = w + \lambda k(m - w)$  que é a taxa de salário esperada (efetiva). Assim, o que importa para determinar o equilíbrio é  $\tilde{w}$ , a variável que firmas e consumidores se depararão.

Assim, assumindo homogeneidade de  $n$  firmas e  $s$  empregados, a condição de ajustamento do mercado será:

$$nL^d(\tilde{w}) = sL^s(\tilde{w}),$$

ou seja, as curvas de oferta e demanda agregada se igualarão no nível de equilíbrio  $\tilde{w}$ .

Se o governo conseguir impor algum nível positivo de efetividade da lei (ou seja,  $0 < \lambda k < 1$ ), empregadores optarão por não cumprir a lei. A condição de equilíbrio acima mostra que esta medida  $\lambda k$  de efetividade está contida em  $\tilde{w}$  tanto na oferta quanto na demanda. Portanto, qualquer mudança em  $\lambda k$  afetará apenas a composição de  $\tilde{w}$ , mas os efeitos serão compensados, visto que  $\lambda k$  não aparece em nenhuma outra parte da condição acima de forma independente. Assim, as curvas de demanda e oferta se deslocam de tal forma que o nível de emprego não se altere, conforme Figura 1. A taxa livre de mercado cai de  $w_0$  para  $w_2$ , mas a taxa efetiva  $\tilde{w}$  permanece igual a  $w_0$ , ou seja,  $w_2 + \lambda k(m - w_2) = w_0$ .

<sup>11</sup>Deve-se ressaltar que a solução deste modelo é relativamente trivial. Note que o modelo do lado do consumidor pode ser visto da seguinte forma: o trabalhador joga uma loteria, na qual ele pode ganhar, em um estado da natureza um salário maior que o SM (caso a firma seja punida) ou um salário abaixo do salário de mercado ( $w_0$ ). Como o trabalhador também é neutro ao risco em relação ao salário, o mesmo será indiferente entre permanecer empregado ou não e, assim, o nível de emprego não se altera. Assim, esta é uma política neutra em termos de utilidade esperada do trabalhador. Ou seja, os agentes não estarão piores em relação a antes da fixação da lei, pois não alterará sua utilidade esperada.



No entanto, Lott e Roberts (1995) questionam AS em relação ao fato destes últimos considerarem a multa como uma fração do subpagamento. Se essa fosse correta, não haveria incentivo para as potenciais firmas violadoras cumprirem com a lei. Assim, para contrastar o resultado de AS, utilizam os mesmos dados. Eles mostram que apesar de se verificar penalidades baixas ( $k$ ), a probabilidade de ser punido um empregador infrator ( $\lambda$ ) é alta o suficiente tal que o custo esperado ( $\lambda k(m - w)$ ) está acima do benefício esperado (que é o subpagamento de salários) de violar a lei, o que torna o cumprimento racional. Os autores estimam os custos e penalidades em diversas dimensões. Para tal, consideraram que uma firma neutra ao risco decidirá cumprir com a lei se:

$$\lambda_G G + \lambda_P P + \lambda_A A + \lambda_B B > U$$

em que  $U$  é o subpagamento dos salários,  $\lambda_G$  é a probabilidade do governo punir com sucesso a firma tanto a partir de um processo judicial ou de forma independente,  $G$  são as penalidades oriundas do processo (subpagamentos, multas, detenção),  $\lambda_P$  é a probabilidade de se perder um processo judicial privado<sup>12</sup>,  $P$  são as penas de tal processo,  $\lambda_A$  é a probabilidade de ser acusado de uma violação mas impugnar a acusação,  $A$  é o custo de defesa do processo (mesmo em caso favorável),  $\lambda_B$  é a probabilidade de bancarrota devido à investigação governamental e  $B$  são os custos de bancarrota. Assim, através de informações do Departamento Trabalhista norte-americano, os autores calibram o modelo. Sob hipóteses restritivas adicionais e estimativas de probabilidade mensuradas, os autores obtêm que:

$$\begin{aligned} 0.243G + \lambda_P 7U + 0.1U + 0.38U &> U \\ 0.243G + 7\lambda_P + 0.139 &> 1 \end{aligned}$$

Assim, eles obtêm que:

Se  $\lambda_P$  é igual a:  $G$  deve ser igual a:

0%	3.54
1	3.26
2	2.97
3	2.68
4	2.40
5	2.11

Fonte: Lott e Roberts (1995)

Assim, mesmo se a probabilidade  $\lambda_P$  de se perder um processo privado for igual a 1% e todas as penalidades esperadas médias do governo forem três vezes a soma do subpagamento, será racional cumprir a lei. Assim, os autores mostram que não existe um paradoxo ao se obter taxas de cumprimento elevadas. O erro de AS é uma má interpretação dos documentos do governo, os quais acabam não incluindo todos os custos de se violar a lei.

Em um estudo de caso, Weil (2005) examina os determinantes do nível de cumprimento das leis do SM na indústria de vestuário dos EUA, pois historicamente tem empregado trabalhadores de baixo salário, existindo, portanto, uma maior propensão das firmas desobedecerem

<sup>12</sup>Nos EUA, o empregado pode mover um processo diretamente contra a firma, sem necessitar da ajuda ou da entrada em litígio por parte do Departamento Trabalhista.

a legislação. Utilizando microdados de 2000 para Los Angeles, o autor avalia o impacto de novos métodos de intervenção desenhados para melhorar a regulação deste mercado. O autor, estimando um *logit*, conclui que: (i) a presença de monitoramento alto reduz a porcentagem de violadores em torno de 30%, bem como a incidência (número de empregados que ganham menos que o SM por 100 empregados) em 17%, e a severidade (salários abaixo do SM por empregado) das violações em 5%; (ii) e enquanto que as firmas que empregam trabalhadores de baixa qualificação tendem a ter uma maior probabilidade de violação, em torno de 26%, em relação aos de média e alta qualificação.

Em outro estudo de caso, Dickens e Manning (2004) investigam o impacto da introdução do SM nacional na Inglaterra, em abril de 1999, sobre o nível de desigualdade, através de uma amostra de *home cares*<sup>13</sup>. Neste estudo, os autores tomam o cuidado de avaliar o cumprimento da lei, obtendo um taxa de obediência próxima de um, e obtém efeitos *spillover* muito pequenos<sup>14</sup>. Stewart (2004) analisa também o efeito da introdução deste SM, obtendo um efeito nulo sobre o nível de emprego, utilizando um estimador de diferenças em diferenças, em um contexto de um *quasi-experimento*. O autor verifica que este efeito não é derivado de uma taxa de cumprimento da lei muito baixo, ao obter uma taxa entre 84 e 92% dos que ganham o SM em relação aos que ganham exatamente ou menos que o SM.

Em relação à evidência de países em desenvolvimento, Flug e Kasir (1993, apud Gindling e Terrel, 1995) obtém que 11.5% dos trabalhadores, em Israel, ganham abaixo do SM no período 1980/82, e passa para 5.6% em 1988/91.

Em outro estudo para Israel, Yaniv et al. (1998) utiliza como medida de obediência à lei o número de trabalhadores ganhando o SM como uma porcentagem dos trabalhadores elegíveis à lei (ou seja, que ganham o SM ou menos). Ele utiliza uma base de dados agrupados por setores econômicos. Os resultados obtidos por ele apontam que o cumprimento da lei aumenta: (i) ao longo do tempo (1988-1994); (ii) quanto menor a taxa de desemprego, pois aumenta o medo dos

---

<sup>13</sup>A pesquisa sobre esta ocupação foi feita nove meses antes da introdução o que possibilitou analisar se o impacto pequeno na desigualdade foi devido: (i) à antecipação dos empregadores ao SM, aumentando os salários e (ii) assim, os efeitos *spillover* (efeito nos salários daqueles que não são diretamente afetados) seria pequeno também, pois o real aumento do SM seria pouco *binding*. Além disso, o uso dessa profissão é justificada pelos autores pelo fato de um número grande de trabalhadores terem sido afetados pela legislação (40% deste grupo é *binding*, ou seja, recebia menos do que o SM antes de sua fixação).

<sup>14</sup>Efeitos *Spillover* referem-se aos efeitos causados pelo aumento/fixação de um SM sobre os salários dos trabalhadores não *binding* (ou seja, que recebem abaixo do SM ou acima do SM). As causas desse efeito, devido a um aumento do SM são:

1. De um lado firmas aumentam os salários devido ao aumento da demanda relativa por trabalhadores mais qualificados (efeito substituição) (Lemos, 2007); porque os esforços dos trabalhadores é uma função dos salários relativos (Grossman, 1983; apud Lemos, 2007); e porque é um valor de referência tanto para o setor formal como o informal no Brasil (Neri et alli, 2001).
2. Do outro lado, trabalhadores barganham (independentemente ou através de sindicatos) por salários maiores, que mantenham seus salários relativos (Lemos, 2007); e para ocupações diferentes, os trabalhadores se baseiam em grupos de ocupações diferentes, o que implica que os efeitos do SM variam ao longo da distribuição (Sellekaertz, 1981; Grossman, 1983; Akerlof, 1982 e 1984; apud Lemos, 2007).

empregadores de serem denunciados por seus empregados<sup>15</sup> e; (iii) quanto menor o *gap* entre o SM e o salário médio pago para trabalhadores de salário sub-mínimo<sup>16</sup>. Este último aspecto merece destaque. Um aumento neste *gap* gera, por um lado, um incentivo para a violação da lei, pois o ganho do subpagamento é maior que o custo esperado. Mas por outro lado, quanto maior este diferencial, maior a probabilidade dos empregados denunciarem o empregador, elevando os custos esperados e reduzindo, portanto, esta taxa de desobediência. Mas a evidência empírica mostra que o primeiro efeito é maior do que o último. Além dessas estimativas, os autores avaliam uma estimação de dois estágios, pois existe também uma casualidade inversa entre o *gap* e o cumprimento da lei. Assim, estimam uma regressão auxiliar do *gap* como função do nível de cumprimento. O efeito teórico é que para um aumento do cumprimento: (i) diminui a demanda dos empregadores por trabalhadores que ganham salários sub-mínimos e (ii) aumenta a oferta de trabalhadores desejando trabalhar a um salário sub-mínimo (pois perderem seus empregos como um resultado da maior obediência das firmas). Este efeito conjunto gera um efeito positivo sobre o *gap*. No entanto, os autores obtiveram um efeito negativo. Uma explicação possível apontada é que um aumento no cumprimento aumenta as expectativas (e portanto as demandas) de trabalhadores ainda empregados que ganham um sub-mínimo para receberem um salário maior.

Gindling e Terrel (1995) mostram que a legislação do SM na Costa Rica é complexa com muitos pisos diferentes por categoria e indústria. Eles avaliam que o nível de descumprimento é elevado, sendo que um terço dos trabalhadores que seriam cobertos pelo SM ganham abaixo deste piso entre 1976 e 1991. A mesma porcentagem é obtida no setor não abrangido pela lei.

**Evidência Brasileira** A evidência sobre o nível de cumprimento da legislação trabalhista brasileira, em especial a fixação do SM, é escassa no Brasil. Alguns dos poucos estudos que analisam a efetividade do SM são Neri et al. (1999 e 2000).

Neri et al. (1999 e 2000) estimam e identificam os principais determinantes do grau de efetividade do SM para os diversos estados brasileiros, destacando-se a heterogeneidade de seus efeitos sobre os diferentes segmentos do mercado de trabalho. A medida de cumprimento à lei destes autores é a proporção de trabalhadores que recebem salários exatamente iguais ao SM em relação ao total. O problema desta medida é que ela não considera a perda de emprego dos trabalhadores *binding*, implicando em um viés negativo, como apontado por AS. No entanto, o segundo viés (ii), apontado por AS, tende a ser pequeno em sua análise, pois o período de referência é o mês de setembro de 1996 (PNAD), cujo valor que vigorava era de R\$112, ou seja, um valor quebrado. Eles obtêm uma proporção igual a 9% do total. Diferenciando em relação aos com e sem carteira, este valor é igual a 8 e 15%, respectivamente. Em relação às regiões, Neri et al. (1999) mostra que o Norte/Centro-Oeste e Nordeste apresentam a maior porcentagem em relação ao total (12 e 11%, respectivamente). Isso reflete, como citado pelos autores, a grande heterogeneidade espacial do país. Além disso, este estudo avalia os determinantes da variação

---

<sup>15</sup>Pois, nesse caso, se fossem demitidos devido à denúncia, teriam uma maior probabilidade de recolocação ocupacional.

<sup>16</sup>Os autores utilizaram o salário médio dos trabalhadores que ganham menos do que o SM para representar o salário de mercado ( $w$ ) do modelo teórico.

do grau de efetividade do SM entre os estados brasileiros através de uma regressão por mínimos quadrados. Concluem que a efetividade do SM tende a ser menor nos estados: (i) com menor PIB per capita; (ii) com maior nível educacional e; (iii) onde existe uma maior informalidade.

Outros estudos focam no impacto do SM na distribuição salarial, mensurando os chamados efeitos compressão<sup>17</sup> e efeito *spillover*.

Soares (2002), primeiramente, utilizando dados da PNAD entre 1995 e 1999, nota que de 7 a 12% dos trabalhadores ganhavam exatamente um SM no universo do total de trabalhadores ocupados. Além disso, o autor estima as densidades do rendimento individual pelo método não-paramétrico de densidades de *kernel*. Assim, ele obtém que a efetividade do SM é maior entre mulheres, trabalhadores sem carteira, trabalhadores que vivem no Nordeste, cônjuges e filhos, pessoas com pouca instrução (0-3 séries de escola), jovens, trabalhadores no setor agrícola, trabalhadores domésticos, negros e pessoas nos primeiros três décimos da renda domiciliar *per capita*. Em seguida, utilizando dados da PME de 1995 a 1997, estima regressões em vários pontos ao longo da distribuição, encontrando efeitos significativos do SM sobre a parte inferior da distribuição salarial, tanto para aqueles que recebem abaixo (obtem elasticidades médias do período de 0.61), igual (elasticidades de 0.72) e logo acima do SM (elasticidades de 0.56), mas encontrando efeitos pequenos no topo da distribuição (elasticidades de 0.2). Assim, ele obtém evidência para os efeitos compressão e *spillover*.

Lemos (2003) utilizando dados individuais PME de 1982 a 2000 e técnicas de dados em painel, mostra que, um aumento do SM exerce efeito compressão forte sobre a distribuição salarial. De modo geral, a autora encontra efeitos fortes: elasticidade de 0.56 para centésimo 5 da distribuição, em torno de 0.6 para indivíduos nos centésimos 10 a 20, e decaindo até 0.1 no centésimo 95.

Corseuil e Carneiro (2001) utilizam dados da PME de 1995 até 1999 da metade da década de 1990 e também obtém também efeitos compressão elevados, analisando tanto o setor formal como todos os setores conjuntamente. E obtém efeitos *spillover* moderados, os quais os autores justificam devido provavelmente ao fim da política de indexação dos salários pré Plano Real.

Fajnzylber (2001) utilizando dados da PME de 1982 até 1997, também estimam os efeitos de aumentos no SM em diferentes pontos da distribuição de rendimentos. Ele computa as elasticidades da renda dos agentes em relação ao SM no ano do aumento e no ano defasado, controlando-se para diversas variáveis. Ele obtém elasticidades em relação ao SM elevadas, próximas de um, para indivíduos com rendimentos próximos ao SM, tanto para o setor formal, informal e conta-próprias. Para pessoas com renda localizada no topo da distribuição, as elasticidades são menores, variando de 0.2 a 0.4. Assim, obtém efeitos *spillover* considerados ao longo de toda a distribuição. Neumark et alli (2006) utilizando também dados da PME de 1996 até 2001, estima efeitos do SM. Para os rendimentos individuais, ele obtém efeitos compressão para os trabalhadores de menor nível de renda, mas não obtém efeitos *spillover* para trabalhadores de renda elevada. Os autores também estimam o efeito do SM nos menores decis da distribuição da renda familiar e não encontra evidências efeitos *spillover* nos quantis menores da

---

<sup>17</sup>Na literatura de SM, denomina-se efeito compressão ou efeito arrasto ao impacto de um SM *binding* que comprime (arrasta) os salários situados entre o antigo e o novo SM para exatamente este novo valor fixado.

distribuição. Esta diferença observada entre estes dois trabalhos surge, segundo Lemos (2007), devido ao fato que: Fajnzylber (2001) utiliza períodos de alta inflação, para os quais os efeitos *spillover* tendem a ser maiores e Neumark et alii (2006) utilizou somente períodos mais recentes de baixa inflação.

Assim, estes estudos encontram uma forte evidência de efetividade da lei do SM, tanto em termos de efeito compressão e algum efeito *spillover*. As evidências apontadas aqui justificam a análise dos pisos, pois caso contrário, uma efetividade baixa ou nula do SM necessariamente implicaria em uma efetividade baixa ou nula dos pisos estaduais.

### 3 Legislação

A lei complementar nº 103, de 14 de julho de 2000, que entrou em vigor em 17 de julho de 2000, autorizou os Estados e o Distrito Federal a instituir o piso salarial a que se refere o inciso V do art. 7º da Constituição Federal para os empregados que não tenham piso salarial definido em lei federal, convenção ou acordo coletivo de trabalho. Este inciso V trata do piso salarial proporcional à extensão e à complexidade do trabalho do empregado. Deve-se destacar que este piso não pode ser estipulado no segundo semestre do ano em que houver eleição para Governador dos Estados e do Distrito Federal e de Deputados Estaduais e Distritais; e também em relação à remuneração de servidores públicos municipais. No Apêndice estão definidos os grupos profissionais para cada ano e estado.

A tabela abaixo resume os valores dos salários mínimos federais (SM) e dos pisos estaduais do RJ e RS medidos em termos da unidade da moeda nacional (R\$). As datas com o mês e ano abreviados apresentados na tabela se referem ao período que entrou em vigor as leis do SM e dos pisos. Ressalta-se aqui que nos referiremos a esses grupos em partes do texto como: p1rj, p2rj p3rj, os quais referem-se aos grupos I, II, III do RJ, bem como p1rs, p2rs, p3rs e p4rs que referem-se aos grupos I, II, III, IV do RS.

Tabela 1. Valores de salário mínimo federal e pisos salariais estaduais

		mai/99	abr/00	abr/01
SM federal		136	151	180
				jan/01
Rio de Janeiro	I			220
	II			223
	III			226
				jul/01
Rio Grande do Sul	I			230
	II			235
	III			240
	IV			250

Ressaltamos que a lei estadual do RJ e RS não define uma multa para o caso de violação da mesma. No entanto, caso haja atraso de pagamento de salários por parte da firma, esta estará infringindo os artigos 4 e 459 da CLT, cuja multa será de R\$ 170<sup>18</sup> por empregado prejudicado,

<sup>18</sup>A multa é definida em 160 unidades da UFIR, cujo valor atual está em R\$1.0641.

que é dobrada sempre em caso de reincidência. Assim, os empregadores que descumprissem com a lei dos pisos estaduais estariam sujeitos à esta multa. Além disso, a firma, ao desobedecer a lei, estará descumprindo o artigo 444 da CLT, que afirma que os contratos de trabalho não podem violar as decisões das autoridades competentes; artigo no qual a fiscalização se baseia para monitorar o pagamento devido dos salários.

Outro aspecto a ser destacado é que os trabalhadores podem denunciar anonimamente os empregadores junto à Delegacia Regional do Trabalho do estado onde reside. Assim, além da fiscalização independente deste órgão, os fiscais irão averiguar e punir a firma em caso de violação da lei, em caso de denúncia. Portanto, esta fiscalização, ao averiguar o não pagamento devido dos salários, poderá exigir apenas o pagamento dos valores atrasados ou impor uma multa às firmas. Geralmente, o prazo para este pagamento varia de dois a oito dias, podendo ser renovado pelo fiscal, em caso de dificuldade da firma. Caso o empregador, após todas as autuações e multas da fiscalização, não cumprir com a legislação, é movido um processo pelo Ministério do Trabalho, no qual a firma violadora estará sujeita a uma indenização de valor muito superior às multas e atrasos salariais não pagos<sup>19</sup>.

Além destas penalidades impostas diretamente pelo governo, os empregadores estão sujeitos a processos penais movidos diretamente pelos empregados, de acordo com o artigo 483 da CLT, podendo pagar indenizações muito superiores ao *gap* não pago.

Destacamos também que, mesmo na ausência de multas, os empregadores poderiam cumprir com a legislação de acordo com os modelos de salário eficiência, segundo o qual eles pagariam um salário acima do salário de equilíbrio do mercado<sup>20</sup>.

A seguir descrevemos brevemente a base de dados e a amostra utilizada.

## 4 Breve descrição dos dados

Na análise dinâmica com base nas regressões quantílicas e no impacto sobre o nível de emprego utilizamos dados de painel da PME, que cobre as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro/Porto Alegre e São Paulo (SP) para os anos de 2000 e 2001. A PME é uma pesquisa domiciliar mensal, cujo principal objetivo é fazer o acompanhamento do mercado de trabalho que retrate a dinâmica conjuntural do emprego e desemprego nas áreas metropolitanas do país. Nesta pesquisa temos dados de um mesmo indivíduo para 8 meses não consecutivos em um período de 16 meses. As entrevistas são realizadas com o seguinte espaçamento: primeiro, um indivíduo é entrevistado por quatro meses consecutivos, depois se faz uma pausa de 8 meses e então, volta-se a entrevistar este indivíduo por mais quatro meses consecutivos. Como se trata de uma pesquisa

---

<sup>19</sup>Estas informações foram obtidas junto à Delegacia Regional do Trabalho do RJ. Estes aspectos relacionados às penalidades e fiscalização são válidos para o RJ e RS.

<sup>20</sup>O modelo de salário eficiência é simplesmente uma aplicação do modelo do principal-agente da teoria de contratos. Neste modelo existe um problema de risco moral (*moral hazard*), onde o empregador (principal) não observa o esforço do trabalhador (agente). Assim, dada a hipótese que os custos de monitoramento do esforço são muito elevados, uma "segunda melhor" solução (*second best solution*) do modelo seria que os empregadores devem pagar um salário maior que o salário de equilíbrio do mercado (que seria uma "primeira melhor" solução caso observassem o esforço do agente [*first best solution*]). Este salário maior geraria um incentivo para que os trabalhadores se esforçassem mais no emprego.

com foco no emprego, o grau de detalhamento para características do mercado de trabalho é relativamente elevado, tratando-se de uma pesquisa longitudinal. Estão disponíveis informações sobre escolaridade, ocupação, salário etc. Esta pesquisa possui um aspecto interessante: as informações para o mesmo indivíduo são referentes aos mesmos meses do ano, de forma que não precisamos nos preocupar com efeitos de sazonalidade, quando comparados meses iguais em anos diferentes.

Além disso, note que a pesquisa é realizada com os trabalhadores, os quais reportam o salário que recebem de seus empregadores. Assim, não existe incentivo para os empregados subestimarem uma eventual violação da legislação por parte das firmas.

As análises foram feitas apenas para as ocupações afetadas pela lei, excluindo, portanto, funcionários públicos<sup>21</sup>; conta-próprias; empregadores; trabalhadores na produção para o próprio consumo e na construção para o próprio uso; não remunerados; e sem declaração; para os estados de tratamento e de controle.

## 5 Avaliação da efetividade da lei

Nesta seção avaliamos a efetividade da lei. Para isto, analisamos primeiramente algumas estatísticas descritivas preliminares. Em seguida, regressões quantílicas foram estimadas conjuntamente para RJ (RS) e SP. Outros estados possíveis que são abrangidos em 2000 e 2001 (Pernambuco, Bahia, Minas Gerais) não se apresentam como bons controles (distâncias de informação de Kullback-Leibler relativamente altas), conforme explicação na subseção a seguir.

### 5.1 Estratégia Empírica

A estratégia de identificação da efetividade da lei consiste em verificar se houve uma alteração do diferencial salarial<sup>22</sup> maior no grupo de tratamento em relação ao grupo de controle, de um ano para outro. Em função disso, adotou-se estados que tivessem distribuições salariais semelhantes antes da lei ser implementada. No cenário hipotético da lei ser efetiva, esperar-se-ia um aumento do diferencial salarial maior nos estados que a adotaram gerando novos pontos de pressão nos pisos definidos. Mas deve-se notar que a lógica inversa não é necessariamente válida. Caso haja um efeito positivo no diferencial salarial dos estados adotantes em relação aos outros, a lei pode ser não efetiva pois os rendimentos nestes estados poderiam se elevar mais do que nos outros por força de algum outro fator exógeno. Ou ainda, simplesmente porque o rendimento médio dos estados aderentes da lei pode por razões históricas ser maior do que nos estados de comparação. Por isso é importante se adotar estados de comparação com distribuições salariais similares às do RJ e RS.

---

<sup>21</sup> Apesar da lei excluir apenas funcionários públicos municipais, optamos por retirar todos os funcionários públicos, visto que os mesmos têm regimes salariais diferentes dos demais trabalhadores.

<sup>22</sup> Define-se diferencial salarial como a diferença entre o salário da pessoa e o SM, ou seja, o *gap*.

**Grupo de Controle** O que procuramos fazer é tomar um conjunto de estados, os quais pudéssemos comparar. O critério utilizado foi: distribuições salariais similares. Assim, calculamos a distância de informação de Kullback-Leibler, definida como<sup>23</sup>:

$$I(\hat{f}, \hat{g}) = \int \left[ \hat{f}(x) - \hat{g}(x) \right] \ln \left[ \frac{\hat{f}(x)}{\hat{g}(x)} \right] dx, \quad (1)$$

em que,  $\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$  é o estimador de densidade de *kernel* (núcleo) dos salários<sup>24</sup>, introduzido por Rosenblatt (1956) e Parzen (1962). Utilizamos a "regra prática" de Silverman (1986), baseada no desvio padrão e na razão interquantílica<sup>25</sup>, para a escolha da janela  $h$ :

$$h = \frac{0.9 \min(\sigma_x, R_x/1.34)}{n^{1/5}}$$

em que,  $\sigma_x$  é o desvio padrão amostral e  $R_x$  é a razão interquantílica. Assim, estimamos  $f(x)$  para RJ/RS e  $g(x)$  para diversos estados (SP, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais<sup>26</sup>), para as ocupações definidas nas leis estaduais e, minimizamos  $I(\hat{f}, \hat{g})$  afim de obter estados com distribuições bem próximas. Da tabela abaixo notamos que SP é o estado que mais se aproxima do RJ e RS em termos de rendimentos, apresentando uma distância razoavelmente pequena em todos os meses anteriores à vigência da lei. Para o RJ houve uma variação entre 0.05 e 0.10, e para o RS houve uma variação entre 0.03 e 0.08. Assim, como a renda média de SP é maior do que a do RJ e RS (ver Tabela 3 a seguir), este comportamento mostra que as distribuições salariais da capital paulista é superior em relação às cidades fluminense e gaúcha. Assim, caso a lei seja efetiva, esta distância deve se reduzir. Essa possível evidência será mais precisamente analisada na estimação das regressões quantílicas quando controlarmos para diversos fatores e analisarmos os coeficientes dos quantis *binding*.

Tabela 2. Distâncias de informação de Kullback-Leibler<sup>27</sup>

Ocupações do Rio de Janeiro					Ocupações do Rio Grande do Sul				
data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais	data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais
janeiro/2000	0.09	0.43	0.31	0.06	janeiro/2001	0.08	0.41	0.33	0.14
fevereiro/2000	0.10	0.37	0.37	0.10	fevereiro/2001	0.04	0.52	0.45	0.28
março/2000	0.08	0.40	0.42	0.10	março/2001	0.05	0.43	0.41	0.23
abril/2000	0.06	0.41	0.38	0.12	abril/2001	0.05	0.44	0.41	0.24
maio/2000	0.05	0.56	0.42	0.15	maio/2001	0.03	0.34	0.25	0.22
junho/2000	0.06	0.46	0.41	0.14	junho/2001	0.06	0.46	0.32	0.20
julho/2000	0.08	0.56	0.39	0.11	julho/2001	0.06	0.51	0.38	0.22
Média	0.07	0.46	0.39	0.11	Média	0.05	0.44	0.36	0.22

Nota: As áreas sombreadas referem-se às distâncias menores ou iguais que 0.1.

<sup>23</sup>Note da fórmula que a distância de Kullback-Leibler é sempre não-negativa, ou seja, ela não infere qual distribuição salarial ( $\hat{f}(x)$  ou  $\hat{g}(x)$ ) é superior. Este fato ficará mais bem definido quando tomarmos a média da distribuição de cada estado, conforme tabela 3, a seguir.

<sup>24</sup>O termo  $K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$  é o *kernel* e adotamos um *kernel* gaussiano. Como é de conhecimento comum da literatura não-paramétrica (Silverman, 1986), existe pouca diferença de eficiência (com base na norma do erro quadrático médio integrado) entre os diferentes *kernels*.

<sup>25</sup>A "regra prática" baseada somente no desvio padrão ( $h = 1.06\sigma_x n^{-1/5}$ ) será melhor se a distribuição for uma normal, mas tenderá a sobreesuavizar se a densidade verdadeira for multimodal. E no caso da regra estar baseada na razão interquantílica ( $h = 0.79R_x n^{-1/5}$ ) será melhor para distribuições de cauda longa e assimétricas, mas sobreesuavizará mais ainda caso seja bimodal. Assim, segundo Silverman(1986), juntamos as duas regras, afim de não termos uma suavização excessiva, dado que a distribuição salarial apresenta características multimodais.

<sup>26</sup>Paraná não foi analisado pois estava disponível somente a partir de 2001 na PME.

<sup>27</sup>Estimamos as densidades pelo método de kernel, em um grid de números definidos seqüencialmente de 1 a 1000, espaçados em intervalos de 1.

**Análise Descritiva da Amostra** A tabela a seguir apresenta as características da amostra que será considerada, para dois dos grupos de períodos que serão analisados (sempre um mês pré e outro pós-lei), tanto em relação ao grupo de tratamento como em relação ao grupo de controle. Notamos que: (i) o salário real de SP é sempre superior ao do RJ/RS; (ii) as mulheres têm uma menor participação nas ocupações definidas na legislação, mas tal porcentagem se elevou no mês pós-lei; (iii) a idade média está em torno de 33 a 35 anos; (iv) o nível de escolaridade é sempre maior em SP e (v) mais de 70% destes trabalhadores estão no setor formal.

Tabela 3. Valores médios das variáveis da amostra por períodos de comparação

Variáveis	RJ				SP			
	mar00/mar01		abr00/abr01		mar00/mar01		abr00/abr01	
	mar/00	mar/01	abr/00	abr/01	mar/00	mar/01	abr/00	abr/01
Renda	634.67	625.31	656.02	673.28	834.52	873.71	827.78	838.95
Sexo	0.39	0.39	0.40	0.41	0.49	0.50	0.47	0.47
Idade	35.87	36.84	35.62	36.59	34.41	35.38	33.38	34.35
Educação	7.23	7.27	7.59	7.65	8.06	8.13	7.85	7.91
Carteira	0.75	0.78	0.77	0.80	0.76	0.77	0.76	0.80
Nº Obs.	527	527	519	519	819	819	791	791

Variáveis	RS				SP			
	jun01/ago01		jul01/set01		jun01/ago01		jul01/set01	
	jun/01	ago/01	jul/01	set/01	jun/01	ago/01	jul/01	set/01
Renda	736.21	720.88	673.95	673.94	1004.16	1003.38	891.53	901.15
Sexo	0.46	0.46	0.45	0.45	0.43	0.43	0.42	0.42
Idade	34.90	35.07	34.72	34.89	33.78	33.95	33.99	34.14
Educação	7.50	7.50	7.25	7.25	8.06	8.07	7.88	7.89
Carteira	0.82	0.82	0.81	0.83	0.72	0.73	0.72	0.72
Nº Obs.	925	925	983	983	1096	1096	1201	1201

Nota: Renda= renda deflacionada do trabalho, Sexo=0 para homem e1 para mulher, Educação=anos de estudo, Carteira= 0 se não tem carteira assinada e 1se tem, Nº Obs.=número de observações.

## 5.2 Análise Descritiva da Efetividade da Lei

Destacamos agora a importância da participação das ocupações definidas na lei no universo de ocupados. Na Tabela 4, observamos que em torno de 12% a 27% do total de trabalhadores no RJ e RS, respectivamente, pertencem a **alguma** das profissões definidas nas legislações estaduais. Assim, o potencial impacto na lei tenderia a afetar significativamente a distribuição salarial.

Tabela 4. Porcentagem de trabalhadores em relação ao universo total de ocupados (em %)

grupo de ocupações	Rio de Janeiro				São Paulo			
	p1rj	p2rj	p3rj	Total	p1rj	p2rj	p3rj	Total
jan/00	6.35	4.46	1.57	12.38	8.04	5.19	1.76	15.00
fev/00	6.41	4.50	1.62	12.54	7.67	5.40	1.87	14.94
mar/00	6.40	4.56	1.44	12.40	7.71	5.86	1.82	15.38
abr/00	6.46	4.26	1.35	12.06	8.01	5.85	1.88	15.75
mai/00	6.52	4.45	1.43	12.41	7.76	5.97	1.84	15.56
jun/00	6.54	4.47	1.36	12.36	7.57	5.76	1.96	15.29
jul/00	6.46	4.16	1.51	12.13	7.61	5.34	1.88	14.84
jan/01	6.02	4.57	1.52	12.12	8.13	5.48	1.85	15.46
fev/01	6.34	4.33	1.33	12.00	8.27	5.41	1.83	15.51
mar/01	6.48	4.47	1.34	12.30	7.87	5.48	1.85	15.20
abr/01	6.74	4.27	1.33	12.34	7.79	5.67	1.74	15.20
mai/01	6.82	4.12	1.46	12.40	8.05	5.37	1.94	15.36
jun/01	6.33	4.10	1.49	11.92	7.59	5.46	1.92	14.97
jul/01	5.76	4.21	1.37	11.34	8.01	5.30	1.79	15.10

grupo de ocupações	Rio Grande do Sul					São Paulo				
	p1rs	p2rs	p3rs	p4rs	Total	p1rs	p2rs	p3rs	p4rs	Total
jan/00	7.68	1.58	9.03	6.43	24.71	8.82	3.45	8.91	5.70	26.88
fev/00	7.95	1.61	8.97	6.53	25.06	8.63	3.43	9.22	5.75	27.03
mar/00	7.99	1.75	9.33	6.40	25.47	8.68	3.49	9.00	6.02	27.19
abr/00	8.55	1.96	9.65	6.73	26.90	8.88	3.71	8.94	5.94	27.45
mai/00	8.36	1.88	10.07	6.42	26.73	8.44	3.82	8.85	5.79	26.90
jun/00	8.27	1.75	9.78	6.64	26.44	8.59	3.74	9.08	5.51	26.92
jul/00	8.03	1.54	9.48	6.65	25.71	8.65	3.81	9.12	5.71	27.30
jun/01	8.07	1.74	9.53	6.93	26.28	8.77	3.82	9.63	5.82	28.04
jul/01	8.06	1.55	9.51	7.10	26.22	8.92	3.57	9.56	5.88	27.93
ago/01	7.94	1.74	9.55	6.96	26.18	8.42	3.40	9.19	6.08	27.09
set/01	8.22	1.61	9.66	6.74	26.23	8.59	3.73	8.96	6.01	27.28
out/01	8.13	1.64	9.51	6.90	26.18	8.46	3.59	9.21	6.11	27.38
nov/01	8.31	1.49	9.54	6.78	26.13	8.72	3.71	8.97	5.93	27.33
dez/01	8.07	1.46	9.47	6.76	25.77	9.12	3.39	9.26	5.87	27.65

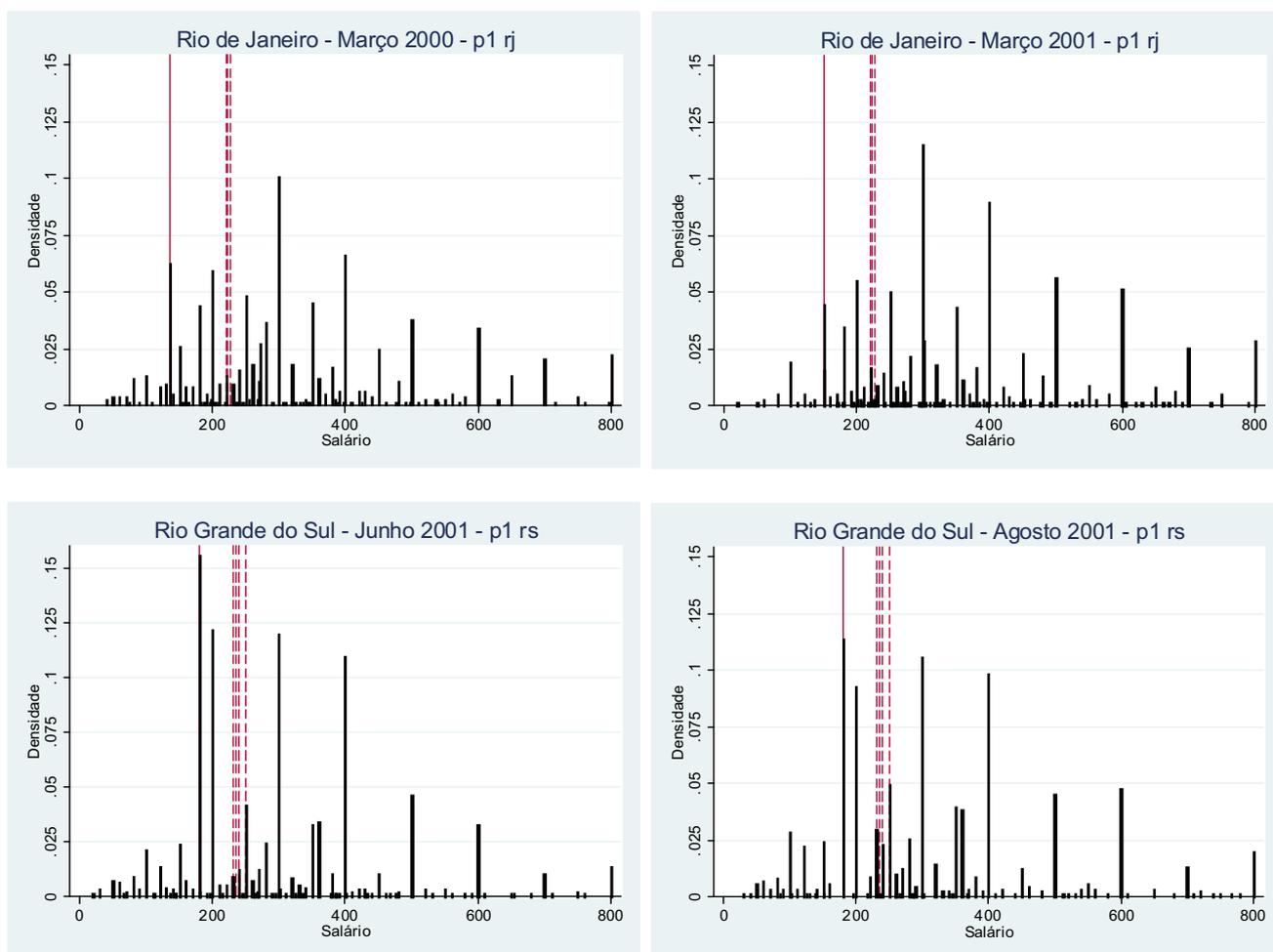
Analisamos a efetividade da lei, a priori, a partir das distribuições salariais das ocupações definidas na lei. A título de exemplificação, abaixo segue a distribuição das ocupações dos grupos p1rj e p1rs em um mês antes da implantação da lei e em um mês pós-lei<sup>28</sup>. Se a lei fosse efetiva, esperar-se-ia a criação de novos pontos de pressão nos pisos recém-definidos. No entanto, quando consideramos a categoria 1 das ocupações da lei do RJ (p1rj) composta de empregados domésticos, de limpeza, turismo, comerciários, entre outros, notamos uma concentração de massa salarial, igual ao piso, de 1.19%, em março/2000, passando a 1.5%, em março/2001 (estas porcentagens são apresentadas na tabela 5), logo após a promulgação da lei no estado. Ou seja, um aumento muito pequeno. No entanto, observamos uma queda na efetividade do SM, o que pode indicar algum grau de efetividade dos pisos. Para o RS, houve uma maior concentração de massa nos pisos com a promulgação da lei, passando de 0.87% em Junho/2001 para 2.8% em Agosto/2001. E aliado a isso, houve uma redução da efetividade do SM. Assim, a distribuição dos rendimentos de p1rj revela uma pequena alteração dos pontos de pressão nos pisos salariais definidos na lei. A concentração de massa salarial no SM federal reduziu-se após a implantação da lei, mas ainda permanece elevada. No entanto, apesar de se observar

<sup>28</sup>A tabela 5 a seguir resume a distribuição dos rendimentos para todas ocupações em todos os meses em faixas de valores. Os demais histogramas estão no Apêndice.

este ponto de acumulação de massa no SM federal, esta é uma condição necessária mas não suficiente para que a lei não seja efetiva. Muitos indivíduos que recebiam entre o SM e o piso poderiam ter sido afetados pela lei. Ou ainda, os indivíduos que já recebiam um pouco acima dos pisos estaduais de salário poderiam ter sofrido algum reajuste devido à lei. Este impacto é chamado de *ripple-effect* (efeito-onda) ou *spillover-effect* (Card e Krueger, 1995). Nota-se assim, uma alteração muito pequena da frequência para a 1ª categoria ocupacional do RJ e um aumento razoável para o RS.

As distribuições dos rendimentos para as outras classes e meses, mostram em alguns casos, que houve um aumento dos pontos de pressão nos pisos salariais definidos na lei. Apesar de alguma evidência de efetividade da lei mostrada pelos histogramas, da tabela abaixo, esperaríamos que a efetividade do SM fosse maior para as ocupações reguladas pela lei, mas o que observamos é um nível grande de descumprimento. Nota-se que, para as categorias com valores dos pisos quebrados (por exemplo, 223 e 226 para p2rj e p3rj, respectivamente; e 235 para p2rs), percentuais iguais ou muito próximos de zero. Ou seja, uma forte evidência de não efetividade da lei.

Painel 1. Histogramas dos salários das ocupações dos grupos p1rj e p1rs



Nota: Linha sólida refere-se ao valor do SM vigente no mês de referência e a linha tracejada refere-se ao valor dos pisos.

Alguns efeitos adicionais devem ser destacados a partir da tabela abaixo. Primeiramente, observa-se um efeito de "número redondo", no qual existe uma concentração de massa salarial

quando os pisos assumem valores redondos. Isso é claramente observado, por exemplo, para as ocupações do grupo p4rs, na qual o piso é de 250 e apresenta um percentual elevado (em torno de 4%), superior ao percentual do grupo p2rs, como já citadas. De forma análoga vale para o RJ, cujos trabalhadores que ganham exatamente o piso de 220 do grupo p1rj apresentam porcentagem em torno de 1-2%, enquanto os do grupo p2rj e p3rj apresentam porcentagens nulas, como já citado. Esse efeito é um fator problemático, para isolar o real efeito da lei. Por isso, usamos grupos de controle nas regressões, controlando-se para diversas características, a fim de averiguar a efetividade da lei.

Na análise do intervalo  $w > \text{piso}$ , nota-se que, para a maioria dos grupos ocupacionais, a porcentagem cresceu ou se manteve estável. Isso pode ser algum indício de efeito-onda, que será averiguado.

Tabela 5. Frequência dos rendimentos com pontos críticos no SM e nos pisos (em %) e valor dos pisos estaduais de cada categoria

RJ	mar/00	abr/00	jan/01	fev/01	mar/01	abr/01	RS	jun/01	jul/01	ago/01	set/01
SM vigente	136	136	151	151	151	151	SM vigente	180	180	180	180
p1rj			piso=220				p1rs			piso=230	
w<sm	5.48	3.55	5.82	5.16	4.95	5.24	w<sm	10.76	10.82	11.49	9.91
w=sm	5.72	4.85	4.47	5.87	4.03	3.53	w=sm	14.73	13.38	10.66	10.41
sm<w<piso	16.57	17.38	11.1	12.79	11.52	12.64	sm<w<piso	12.98	10.63	9.73	11.91
w=piso	1.19	2.13	2.3	1.76	1.5	1.71	w=piso	0.87	1.33	2.80	2.10
w>piso	71.04	72.1	76.32	74.41	78	76.88	w>piso	60.66	63.85	65.32	65.67
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
p2rj			piso=223				p2rs			piso=235	
w<sm	7	7.23	6.18	6.96	8.24	8.51	w<sm	3.02	3.47	1.73	1.83
w=sm	2.38	3.1	0.67	1.39	1.65	1.74	w=sm	4.54	6.02	3.7	5.48
sm<w<piso	19.08	17.56	12.35	13.04	13.51	15.1	sm<w<piso	11.02	12.73	7.65	10.96
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0	0.23	0.25	0
w>piso	71.54	72.12	80.8	78.61	76.61	74.65	w>piso	81.43	77.55	86.67	81.74
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
p3rj			piso=226				p3rs			piso=240	
w<sm	3.06	3.85	6.22	1.78	2.76	2.96	w<sm	4.46	5.56	3.84	4.15
w=sm	1.53	0.55	0.52	1.78	0.55	0.59	w=sm	4.19	4.37	3.75	3.26
sm<w<piso	7.65	5.49	5.18	4.14	7.73	9.47	sm<w<piso	7.64	6.92	7.40	6.43
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0.55	1.09	0.67	0.69
w>piso	87.76	90.11	88.08	92.31	88.95	86.98	w>piso	83.17	82.06	84.34	85.46
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
-			-				p4rs			piso=250	
-			-				w<sm	2.59	2.68	1.98	1.86
-			-				w=sm	5.48	3.94	3.68	3.44
-			-				sm<w<piso	7.49	7.61	7.22	8.02
-			-				w=piso	4.32	2.96	4.11	4.15
-			-				w>piso	80.12	82.82	83	82.52
-			-				Total	100	100	100	100

Nota: w= salário, SM= salário mínimo, piso= piso da referida categoria.

Na tabela A1, no Apêndice, encontram-se as frequências e as distribuições salariais para SP. Nota-se que SP apresenta frequências relativamente menores nos pisos estaduais em relação ao grupo de tratamento, bem como, na maioria dos casos, uma porcentagem também bem menor no SM. As porcentagens um pouco mais altas, em alguns casos, em SP, se devem muito mais aos números redondos dos pisos, mas, mesmo nestes casos apresentando uma frequência menor do que RJ/RS. Para rendimentos entre o SM e o piso dos dois estados, apresentam também percentuais relativamente menores. Somente para rendimentos acima do piso, a frequência de rendimentos é maior do que RJ/RS.

### 5.3 Regressões quantílicas para dados longitudinais

As regressões foram estimadas separadamente para cada estado adotante da lei (RJ e RS) e incluindo todos os grupos ocupacionais definidos nas leis destes estados, utilizando dados de painel da PME. Além disso, para este modelo, deflacionamos o rendimento dos agentes<sup>29</sup>, bem como o SM, com o intuito de isolar o efeito da inflação sobre algum possível ganho salarial. Por exemplo, estimou-se o efeito do diferencial salarial (ou seja, o *gap* entre o salário pago pelo empregador e o SM) para o RJ em relação a SP incluindo as ocupações dos três grupos profissionais definidos na lei de 2001 do RJ<sup>30</sup>.

A escolha do diferencial salarial como variável dependente se deve a dois motivos: (i) se analisássemos apenas a variação do nível salarial, poderia ocorrer que, por exemplo, RJ teria uma maior variação que SP, mas devido ao aumento do SM, que seria mais efetivo no primeiro estado do que no segundo, e não devido à mudança na legislação e; (ii) o aumento considerável dos pisos frente ao SM é esperado ter um impacto de aumento da variação do *gap* maior no RJ do que em SP, caso a lei apresente algum grau de efetividade.

Ressaltamos que as estimativas foram realizadas para um conjunto de datas base e final, ao qual fazemos referência no título de cada gráfico. Como as leis estaduais diferem em termos de data de implantação, os conjuntos de datas base e final são específicos para cada estado. A escolha das datas foi realizada com o intuito de isolar os efeitos do piso salarial estadual do aumento do SM nacional que ocorreu em maio de 2000 e maio de 2001. Além disso, para o caso do RJ, em que a lei estadual é válida a partir de 1 de janeiro de 2001, evitamos utilizar o mês de janeiro e fevereiro, pois a informação de rendimento de trabalho disponível na PME é o rendimento efetivo do trabalho no mês anterior incluindo extras, de forma que nos meses iniciais do ano o rendimento inclui o décimo terceiro para algumas pessoas e não para outras, o que faz com que a definição de grupo de tratamento e grupo de controle seja enganosa, ou não representativa para esta análise de impacto no emprego<sup>31</sup>.

Em relação à metodologia adotada, ressaltamos que regressões da média condicional poderiam não captar algum possível grau de efetividade da lei para os quantis entre o SM e o piso salarial estadual; ou ainda, para pessoas que ganhem exatamente ou logo acima dos novos pisos instituídos. Ressaltamos também outra vantagem da regressão quantílica: ela é robusta a *outliers*, sendo, portanto, menos sensível a presença de valores discrepantes, em relação à regressão de média condicional. Assim, dado este aspecto e as características dinâmicas da base, adotamos uma abordagem de regressão quantílica para dados longitudinais, segundo Koenker (2004), o qual propôs um modelo que incorpora efeitos fixos. Assim, seja o seguinte modelo para funções quantílicas condicionais:

$$Q_{y_{it}}(\tau|x_{it}) = \alpha_i + x'_{it}\beta(\tau), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

<sup>29</sup>O índice utilizado foi o INPC com base em preços de março de 2005.

<sup>30</sup>Outro grupo de controle potencial utilizado na literatura que avalia os efeitos do SM (Card, 1995) são os indivíduos ocupados nas categorias não cobertas pela lei, mas residindo no estado de tratamento (RJ ou RS). No entanto, tanto os trabalhadores quanto seus salários são bastante particulares entre este grupo de controle e o de tratamento, ou seja, a alocação entre estes grupos de tratamento e controle tenderia a ser menos aleatória, o que implicaria em viés nas estimativas.

<sup>31</sup>No entanto, elas foram estimadas também a fim de corroborar esse aspecto.

em que,  $\tau$  é um quantil,  $y_{it}$  é a diferença entre o salário do indivíduo  $i$  no período  $t$  e o salário mínimo do período  $t$ ,  $\alpha_i$  é o efeito fixo,  $x_{it} = [x_{1it}, x_{2it}, x_{3it}, x_{4it}, x_{5it}, x_{6it}, x_{7it}]'$  e  $\beta(\tau) = [\beta_0(\tau), \beta_1(\tau), \beta_2(\tau), \beta_3(\tau), \beta_4(\tau), \beta_5(\tau), \beta_6(\tau), \beta_7(\tau)]'$  são os vetores dos regressores e dos parâmetros, respectivamente. Os regressores considerados são:

1.  $x_1 : \mathbf{sexo} = \begin{cases} 0, & \text{se homem} \\ 1, & \text{se mulher} \end{cases}$ ,
2.  $x_2 : \mathbf{idade}$  em anos do indivíduo,
3.  $x_3 : \mathbf{educa\c{c}\~{a}o}$  em anos de estudo,
4.  $x_4 : \mathbf{carteira} = \begin{cases} 0, & \text{o indiv\i{d}uo n\~{a}o tem carteira assinada} \\ 1, & \text{caso contr\~{a}rio} \end{cases}$ ,
5.  $x_5 : \mathbf{trat} = \begin{cases} 0, & \text{o indiv\i{d}uo n\~{a}o pertence ao grupo de tratamento} \\ 1, & \text{caso contr\~{a}rio} \end{cases}$ ,
6.  $x_6 : \mathbf{dmes}_t = \begin{cases} 0, & \text{para o m\~{e}s pr\~{e}-lei} \\ 1, & \text{para o m\~{e}s p\~{o}s-lei} \end{cases}$ ,
7.  $x_7 : \mathbf{trat*dmes}_t = \begin{cases} 0, & \text{se o indiv\i{d}uo pertence ao grupo de tratamento e est\~{a} no m\~{e}s pr\~{e}-lei} \\ & \text{ou se o indiv\i{d}uo n\~{a}o pertence ao grupo de tratamento} \\ 1, & \text{se o indiv\i{d}uo pertence ao grupo de tratamento e est\~{a} no m\~{e}s p\~{o}s-lei} \end{cases}$ .

A última variável representa um estimador análogo ao de diferenças em diferenças. Ressalta-se que a variável **trat** capta se os agentes pertencem no período inicial ao seu grupo ocupacional, e no período seguinte, consideramos que eles podem ter permanecido dentro de seu grupo ocupacional, ou migraram para outro grupo ocupacional, mas este especificado na lei. O objetivo aqui é diferente da seção posterior sobre avaliação do nível de emprego, visto que queremos medir o grau de evasão da lei, por parte dos empregadores, mediante a análise de alteração dos salários dos trabalhadores dentro das ocupações afetadas pela lei, e mais, que os mesmos tivessem permanecido dentro da lei após a mudança.

Ressaltamos que o termo  $\alpha_i$  é uma fonte de variação idiossincrática do indivíduo que não é observada (heterogeneidade não observada). Ou seja, o efeito fixo capta outras características do indivíduo que não são observáveis, mas que certamente tem impacto no seu nível salarial. Como exemplo destas características podemos citar as habilidades cognitivas (relacionadas à racionalidade como inteligência) e não-cognitivas (características comportamentais e de sociabilidade como perseverança, dedicação e simpatia) (Hausman e Taylor, 1981). Além disso,  $\alpha_i$  é independente dos quantis, ou seja,  $\alpha_i(\tau) \equiv \alpha_i$  é um efeito de deslocação de posição puro (*location shift effect*) na distribuição de  $y$ , sendo constante para cada valor de  $\tau$ . Esta hipótese é adotada por Koenker (2004), pois o número de observações para cada indivíduo,  $T$ , é muito pequeno (no nosso caso,  $T = 2$ ). Assim, não é viável estimar a mudança distribucional de  $\alpha$  para cada indivíduo que seja dependente do quantil  $\tau$ .

Assim, para inferir o modelo (2) para diversos quantis simultaneamente, consideramos os estimadores que resolvem o seguinte problema penalizado (Koenker, 2004):

$$\min_{(\alpha, \beta)} \sum_{k=1}^q \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n w_k \rho_{\tau_k} (y_{it} - \alpha_i - x'_{it} \beta (\tau_k)) + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i|. \quad (3)$$

em que  $\rho_{\tau}(u) = u(1 - I(u < 0))$  é uma função ponderação linear *piecewise*,  $u$  o resíduo e  $I(\cdot)$  uma função indicador, conforme Koenker e Basset (1978)<sup>33</sup>. O termo  $\lambda$  é um parâmetro *shrinkage*, o qual penaliza o efeito fixo  $\alpha$  na função objetivo, caso este se distancie de um valor comum (no nosso caso seria zero, ou seja, conforme a equação acima seria  $\lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i - 0|$ ). Esta classe de estimadores penalizados, através do  $\lambda$ , melhora a performance não apenas do efeito fixo, mas também melhora a performance da estimativa do  $\beta$  em termos de variabilidade (Koenker, 2004 e 2005). Este parâmetro  $\lambda$  pode ser escolhido no intervalo de  $(0, \infty)$ , mas, segundo Koenker (2004) e Lamarche (2007), sua escolha permanece ainda como um problema em aberto nesta literatura<sup>34</sup>.

Os pesos  $w_k$  ponderam o efeito relativo de cada um dos  $q$  quantis  $\{\tau_1, \dots, \tau_q\}$  na estimação dos parâmetros. Adotaremos pesos constantes iguais a  $1/q$  (Lamarche, 2007), e estimaremos os quantis 0.05 a 0.95, em intervalos espaçados de 0.05. Assim,  $q = 19$ .

**Erros Padrões** Para obter os erros padrões decidimos utilizar uma técnica de reamostragem baseada em um *bootstrap* para dados em painel<sup>35</sup>. Assim, nos basearemos na estratégia de Lamarche (2007), que utiliza um *bootstrap* de painel descrito em Cameron e Trivedi (2005, p. 708), mas aplicado para regressões quantílicas. Assim, procuramos minimizar o erro padrão médio baseado em (Lamarche, 2007, p.9):

$$g(\lambda) = \frac{1}{q} \sum_{t=1}^T \left( \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B \left( \widehat{\beta}_{\tau_b}(\tau_j, \lambda) - \overline{\widehat{\beta}}_{\tau_b}(\tau_j, \lambda) \right)^2 \right)^{1/2}, \quad (4)$$

em que,  $\overline{\widehat{\beta}}_{\tau_b}(\tau_j, \lambda) = \frac{\sum_{b=1}^B \widehat{\beta}_{\tau_b}(\tau_j, \lambda)}{B}$  é a média sobre as  $B$  estimativas de bootstrap de  $\beta_{\tau}$  (estimador diferenças em diferenças). O *bootstrap* para painel é feito através da reamostragem com reposição **sobre a unidade de cross-section** ( $i$ ), ou seja, a reamostragem é sobre os dados  $\{(y_i, x_i), i = 1, \dots, n\}$ . Assim, segundo Cameron e Trivedi (2005), teremos um total de  $B$  *pseudo-amostras* e para cada uma inferimos através de (3) o estimador  $\widehat{\beta}_{\tau_b}$ . Assim, as estimativas (4) do erro padrão médio são feitas para um *grid* de valores de  $\lambda$ , de 0.1 até 3, de 0.1

<sup>33</sup>Note da equação (3) que se  $\lambda \rightarrow 0$ , reduziremos o estimador penalizado ao estimador puro de efeitos fixos. Agora, quando  $\lambda \rightarrow \infty$  então  $\widehat{\alpha}_i \rightarrow 0$ , ou seja, uma estimativa de um modelo sem controlar para efeitos fixos (Koenker, 2004 e 2005). Assim,  $\alpha$  e  $\beta$  pertencem a uma classe mais geral de estimadores, chamados estimadores de penalização.

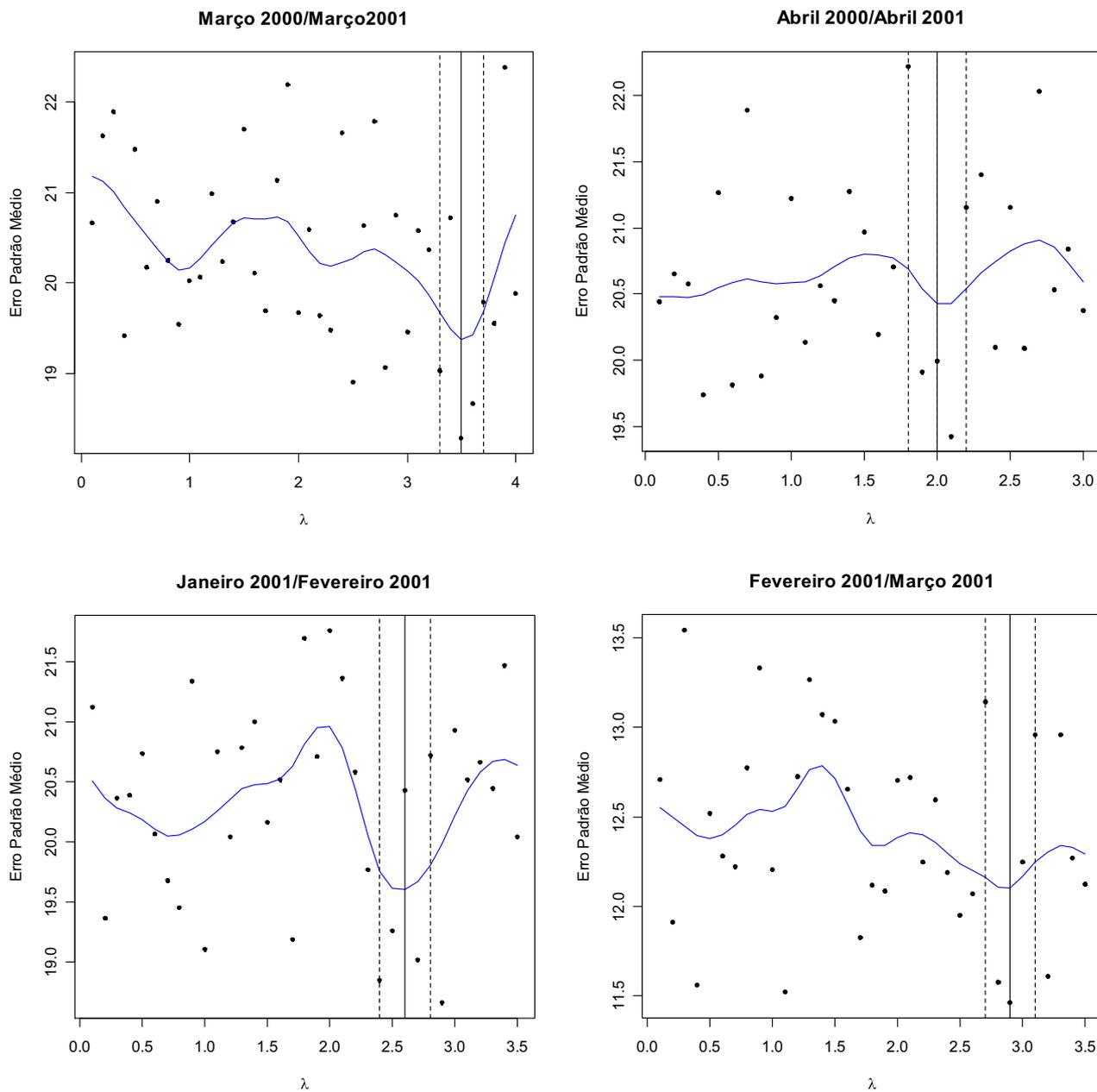
<sup>34</sup>Lamarche (2006, apud Lamarche, 2007) mostra que, sob certas condições de regularidade, os estimadores do vetor  $\beta(\tau, \lambda)$  são assintoticamente não viesados e gaussianos. Assim, como o estimador é não-viesado, o  $\lambda$  ótimo ( $\lambda^*$ ) é o que minimiza a variância assintótica. Se  $\alpha \sim N(0, \sigma_{\alpha})$  e  $u \sim N(0, \sigma_u)$ , tal que  $\alpha$  e  $u$  são independentes entre si, então  $\lambda^* = \sigma_u / \sigma_{\alpha}$  (Koenker, 2004 e 2005). No entanto, este é um problema em aberto, como apontado, pois a estimação da própria matriz de variância assintótica depende da escolha de  $\lambda$ .

<sup>35</sup>Como mencionado anteriormente, este é ainda um problema em aberto na literatura pois a estimação da matriz de covariância assintótica deve levar em consideração a seleção do  $\lambda$ .

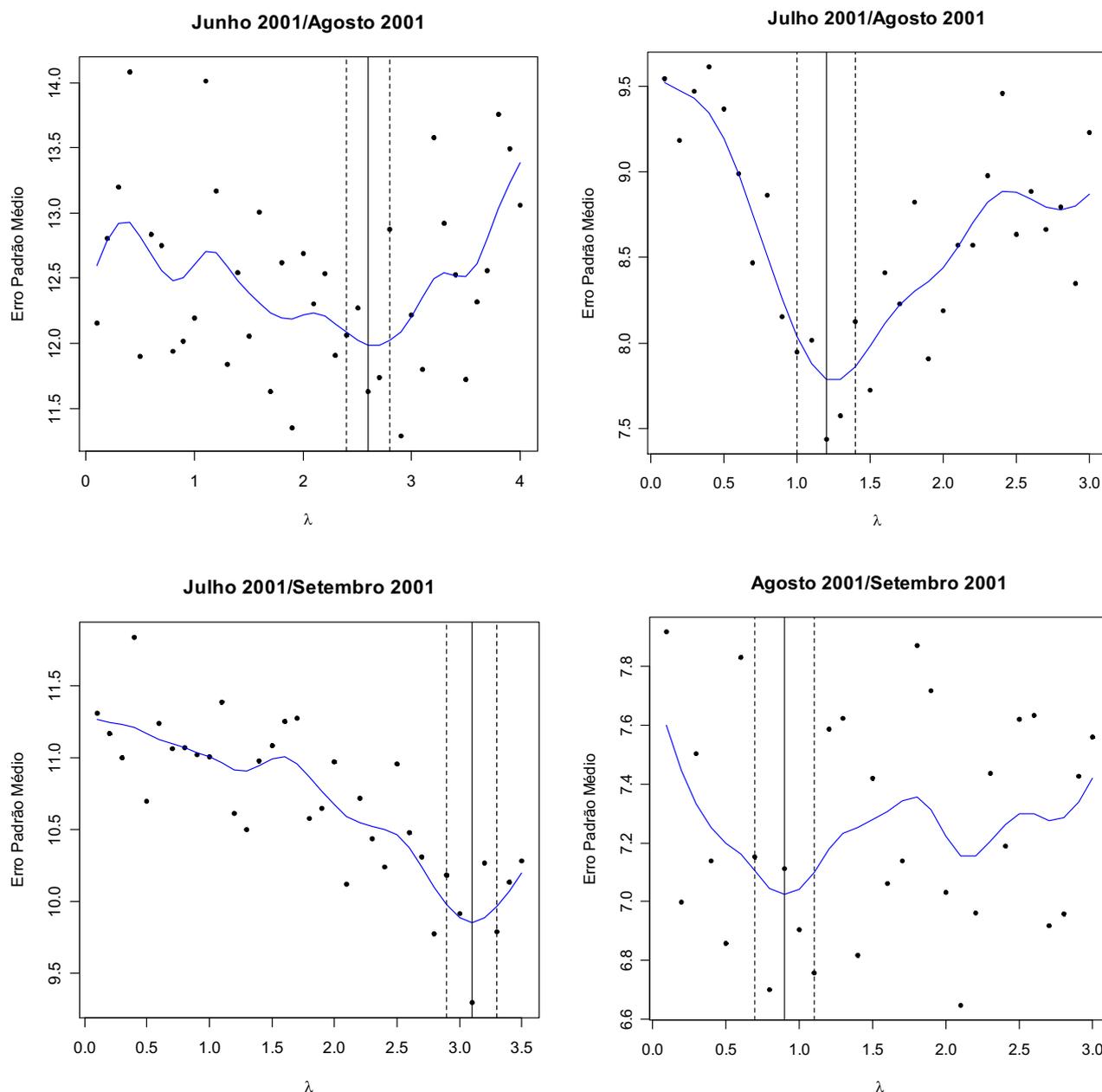
em 0.1. Após obter estas estimativas, aproximamo-las através de uma função ( $\hat{g}(\lambda)$ ) *spline* de alisamento cúbica (*cubic smoothing spline*). Os gráficos a seguir mostram as estimativas desta função  $\hat{g}(\lambda)$ .

Painel 2. Erro Padrão Médio e Perfil estimado através da função *spline*

**Rio de Janeiro**



## Rio Grande do Sul



Os erros padrões médios foram obtidos após 100 replicações de *bootstrap* para dados em painel. A linha vertical contínua refere-se ao valor mínimo do  $\lambda$  (ótimo) no qual minimizamos o erro padrão médio. As linhas tracejadas referem-se a uma vizinhança de 0.2 em torno do  $\lambda$  ótimo. Assim, tomamos o menor  $\lambda$  em torno desta vizinhança, denotado por  $\lambda^*$ , como feito também por Lamarche (2007). Estes valores são:

RJ	Mar 2000/Mar 2001	Abr 2000/Abr 2001	Jan 2001/Fev 2001	Fev 2001/Mar 2001
$\lambda^*$	3.5	2.1	2.4	2.9
RS	Jun 2001/Ago 2001	Jul 2001/Ago 2001	Jul 2001/Set 2001	Ago 2001/Set 2001
$\lambda^*$	2.6	1.2	3.1	0.8

### 5.3.1 Resultados

Os gráficos a seguir apresentam o coeficiente de diferenças em diferenças estimado ( $\widehat{\beta}_7(\tau, \lambda^*)$ ) através de (3) para o  $\lambda^*$  selecionado acima, em função dos quantis (0.05 a 0.95, em intervalos espaçados de 0.05). Os resultados dos estados do RJ e RS são comparados com os de São Paulo (SP). Ressaltamos que os quantis de renda que são teoricamente mais afetados pela lei (*binding*) situam-se entre 0.05 e 0.25 para as ocupações do RJ, e entre 0.05 e 0.3 para as ocupações do RS, pois este intervalo abrange os agentes que recebem entre o SM e um pouco acima do maior piso estadual, **nos dois anos**, conforme tabelas A2 e A3 do Apêndice.

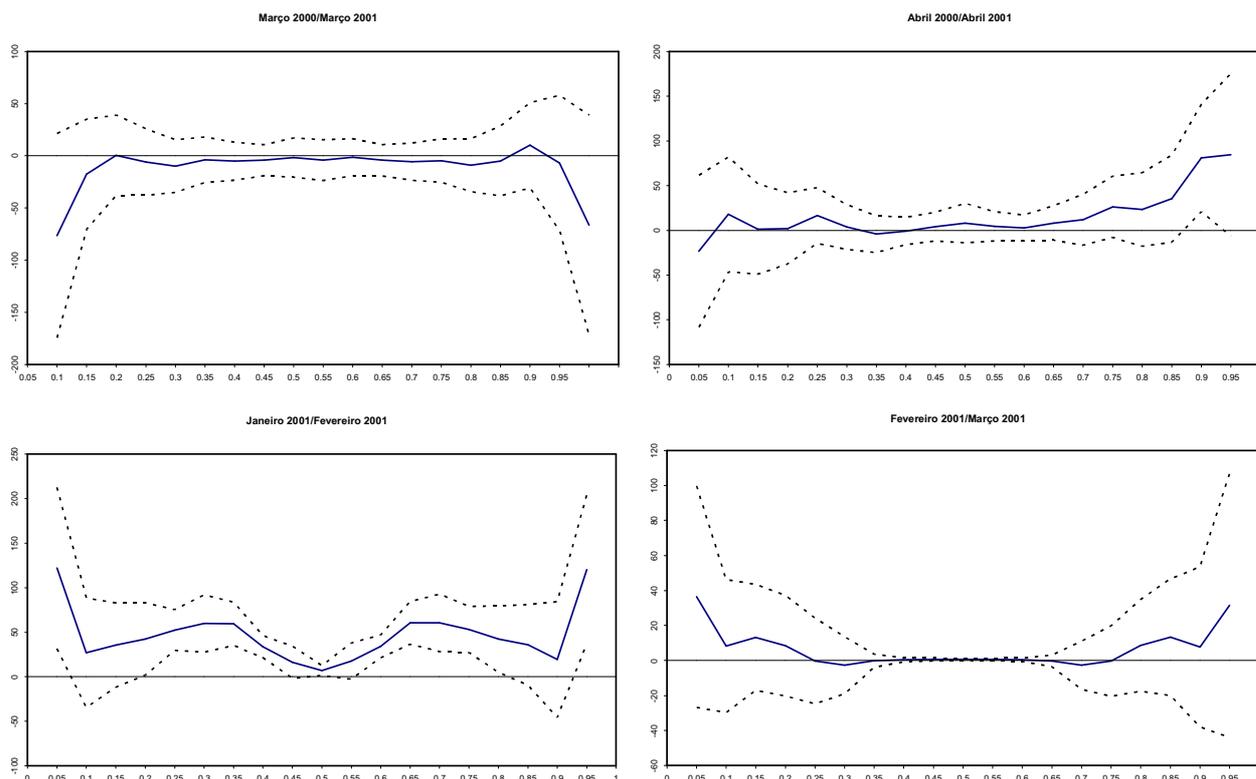
**Rio de Janeiro** Observamos do primeiro gráfico abaixo que quando comparamos RJ com SP, de março de 2000 para março de 2001<sup>36</sup>, houve um aumento do diferencial salarial não significativo em favor de SP em quase todos quantis. Ou seja, a diferença dos rendimentos dos agentes em relação ao SM federal teve um aumento estatisticamente não-significativo maior em SP do que no RJ, nos quantis especificados. Comparando abril de 2000 com abril de 2001 observamos um aumento muito pequeno e não significativo em favor do RJ nos quantis *binding* de 0.1 a 0.25. Comparando janeiro com fevereiro de 2001 observam-se efeitos positivos e significativos nos quantis 0.2 e 0.25, mas o efeito da lei estaria um pouco obscurecido devido ao aumento salarial oriundo do décimo-terceiro captado neste período. Comparando fevereiro com março de 2001, já observam-se efeitos positivos mas estatisticamente nulos, agora com menor impacto do efeito do acréscimo salarial do décimo-terceiro.

Estes resultados mostram que: (i) a maioria dos períodos comparados apresenta o efeito de um aumento do *gap* maior em favor do RJ, mas estatisticamente nulo, principalmente nos quantis *binding*; (ii) o único efeito positivo significativo em favor do RJ é oriundo do efeito do décimo-terceiro salário que o trabalhador recebe em dezembro/janeiro e; (iii) para os quantis mais elevados, com exceção dos períodos de comparação Janeiro 2001/Fevereiro 2001 (efeito décimo-terceiro) o efeito é estatisticamente nulo, não caracterizando o chamado "efeito-onda".

---

<sup>36</sup>Vale ressaltar que reportamos os meses nos quais foram realizadas a pesquisa da PME. Mas os rendimentos efetivamente recebidos pelos trabalhadores referem-se sempre ao mês anterior. Então, o salário imputado pela pesquisa no mês de março refere-se ao salário recebido no mês de fevereiro.

Painel 3. Estimativas<sup>37</sup> do coeficiente de diferenças em diferenças do estimador (3) do RJ<sup>38</sup>



**Rio Grande do Sul** Para o RS, observa-se para todas as datas-base e final um efeito estatisticamente não significativo. Como para o RJ, observa-se que o efeito é nulo, e para os períodos que passariam a vigorar mais efetivamente a lei (Julho 2001/Setembro 2001 e Agosto 2001/Setembro 2001) observa-se um efeito positivo, mas não significativo nos quantis *binding*.

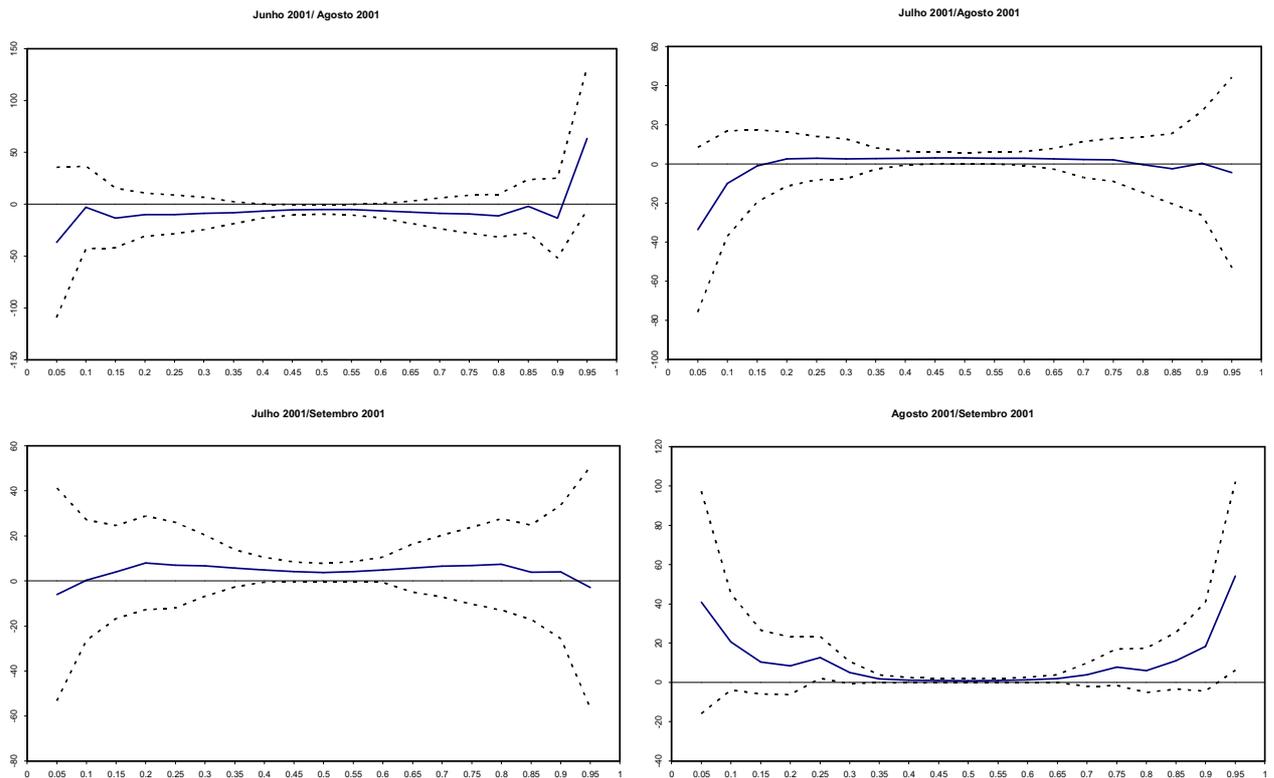
Assim, ressalta-se que, junho2001/agosto2001 provavelmente não consegue captar efeitos da lei, bem como julho2001/agosto2001. Isso porque o período final refere-se a rendimentos de julho de 2001 e a lei provavelmente foi mais efetiva a partir de agosto, no qual a PME capta os rendimentos deste mês a partir de setembro. Estes gráficos foram plotados por dois motivos: (i) para se medir os efeitos da passagem pré para pós-lei e; (ii) para captar alguma expectativa de antecipação por parte dos empregadores em relação à fixação da nova legislação. Este critério é mais factível para o RS, pois a fixação de seus pisos foi no meio do ano, abstraindo-se de efeitos de SM e décimo-terceiro.

E por fim, como observado para o RJ, para os quantis mais altos, o efeito é também não significativo, sem evidência do "efeito-onda".

<sup>37</sup>Nestes gráficos das estimativas das regressões quantílicas estão incluídos o intervalo de confiança (linha tracejada) a 95%. A linha contínua é o valor de  $\beta_7(\tau, \lambda^*)$  por quantil.

<sup>38</sup>O número de observações das regressões variou de 2620 a 3170.

Painel 4. Estimativas<sup>39</sup> do coeficiente de diferenças em diferenças do estimador (3) do RS<sup>40</sup>



Se a lei fosse perfeitamente efetiva, esperar-se-ia que este aumento fosse estatisticamente maior e significativo nos estados de tratamento (RJ e RS). Mas, segundo o modelo de equilíbrio geral de Yaniv (2006), se o incentivo por parte do governo ( $\lambda k$ ) é insuficiente para induzir o cumprimento total da lei, o nível salarial deveria ter se reduzido, ou seja, um aumento do diferencial salarial a favor do grupo de controle. Assim, a evidência apresentada nesta subseção indica, segundo a Figura 1, que as curvas de oferta e demanda tiveram um deslocamento praticamente nulo. Esta evidência de alto descumprimento pode ser devida a um baixo nível de efetividade da legislação. Logo, segundo Yaniv (2006) e os outros modelos teóricos apresentados na subseção 2.1, dever-se-ia esperar um impacto nulo no emprego. Portanto, a seção seguinte realiza esta análise.

#### 5.4 Impacto sobre o nível de emprego

Nesta seção analisamos o impacto sobre o nível de emprego, para o grupo de tratamento, incluindo apenas as pessoas que são empregadas em uma das categorias profissionais abrangidas pelas leis estaduais e cujo **salário na data base era maior do que o SM federal e menor do que o piso salarial**; ou seja, consideramos no grupo de tratamento apenas os quantis *binding*.

<sup>39</sup>Nestes gráficos das estimativas das regressões quantílicas estão incluídos o intervalo de confiança (linha tracejada) a 95%. A linha contínua é o valor de  $\beta_7(\tau, \lambda^*)$  por quantil.

<sup>40</sup>O número de observações das regressões variou de 4042 a 6764.

### 5.4.1 Modelo Econométrico Diferenças em Diferenças

Na especificação do modelo, consideramos como variável dependente o *status* ocupacional do indivíduo  $i$  no tempo  $t$ . Ressaltamos que consideramos no período inicial apenas os trabalhadores que estavam empregados em ocupações definidas pela lei. Assim, este *status* ocupacional foi definido de tal forma a captar o impacto da legislação na passagem de indivíduos empregados no setor formal ou informal destas ocupações para o estado de desemprego e; do setor formal para o setor informal ou desemprego. Destacamos que a segunda mudança pode ocorrer pois as firmas evitariam a legislação simplesmente migrando para o setor desregulado da economia, ou, os trabalhadores, devido à alguma demissão pela imposição dos pisos, poderiam buscar recolocação no mercado de trabalho informal nas mesmas ocupações da lei (Card, 1995). Assim, o modelo a ser estimado, terá duas especificações, definido como:

$$emp_{k,i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot sexo_{i,t} + \alpha_3 \cdot idade_{i,t} + \alpha_4 \cdot escol_{i,t} + \alpha_5 \cdot trat_{i,t} + \alpha_{6t} + c_i + u_{i,t}, \quad (5)$$

com  $t = 0, 1$  e  $k = 1, 2$ ,

em que,

$$1. emp_{1,i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ está empregado no setor formal ou informal em } t \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ está desempregado (mas pertencente a PEA) em } t \end{cases},$$

$$2. emp_{2,i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ está empregado no setor formal em } t \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ está empregado no setor informal ou desempregado (mas pertencente a PEA) em } t \end{cases},$$

$$3. sexo_{i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ é homem em } t \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ é mulher em } t \end{cases},$$

4.  $idade_i$  = idade do indivíduo  $i$  no tempo  $t$  medida em anos,

5.  $escol_{i,t}$  = escolaridade do indivíduo  $i$  no tempo  $t$  medida em grau de ensino concluído (fundamental, médio, superior ou pós-superior),

$$6. trat_{i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ pertence ao grupo de controle} \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ pertence ao grupo de tratamento} \end{cases}.$$

As variáveis explicativas se referem unicamente a características observadas do indivíduo (sexo, idade e escolaridade) e uma variável dummy que identifica se a pessoa pertence ao grupo de controle ou grupo de tratamento (RJ ou RS).

Além disso, incluímos um termo de efeito fixo ( $c_i$ ) para captar outras características do indivíduo que não são observáveis, conforme já discutido na subseção anterior. Inclui-se também um efeito temporal ( $\alpha_{6t}$ ), devido a algum fator comum entre os estados, mas que se alterou de um período para outro.

Mais especificamente, em relação à variável  $trat_{i,t}$ , esta recebe valor zero se pertence ao grupo de controle (SP) em  $t$  e está empregado em alguma das ocupações definidas na lei do RJ e RS. Como todos nos períodos anteriores a lei estão no grupo de controle, recebem valor

zero e consideramos apenas os empregados neste período. Passando para o período após a promulgação da lei, temos que os agentes podem passar para os seguintes estados da natureza: permanecer empregado na mesma categoria profissional definida na lei, passar para outra categoria profissional definida na lei, passar para alguma ocupação não definida na lei ou ficar desempregado. E a variável recebe valor um no período pós-lei para os agentes do grupo de tratamento (RJ e RS) e zero para o do grupo de controle (SP).

Uma forma de estimar o parâmetro de interesse  $\alpha_5$  é empilhar os dados de *cross section* dos dois períodos e usar o método de mínimos quadrados ordinários. Mas para produzir estimativas consistentes, deveríamos assumir que  $c_i$  não é correlacionado com  $trat_{i,t}$ , visto que o termo errático pode ser escrito como  $v_{it} = c_i + u_{it}$ . Não basta garantir a não correlação em relação a  $u_{it}$ , pois se for com  $c_i$  o estimador será viesado e inconsistente (Hausman e Taylor, 1981). Assim, se diferenciarmos,  $c_i$  sumirá. Ao fazermos a primeira diferença na regressão acima, obtemos:

$$\begin{aligned} \Delta emp_{k,i,t} &= \alpha_2 \cdot \Delta sexo_{i,t} + \alpha_3 \cdot \Delta idade_{i,t} & (6) \\ &+ \alpha_4 \cdot \Delta escol_{i,t} + \alpha_5 \cdot \Delta trat_{i,t} + \Delta \alpha_{6t} + \Delta u_{i,t} \\ &= (\alpha_3 + \alpha_7) + \alpha_5 \cdot \Delta trat_{i,t} + \Delta u_{i,t} \\ \text{com } t &= 1 \text{ e } k = 1, 2 \end{aligned}$$

Então a variável  $\Delta tratamento_{i,t}$  é uma variável dummy com valor 1 se o indivíduo mora no RJ ou RS e que vale 0 se a pessoa mora em SP, de forma que o estimador de  $\alpha_5$  é o conhecido estimador de diferenças em diferenças. Além disto, a variável *sexo* não muda ao longo do tempo e assim desaparece. Ressalta-se que poucas pessoas (ocupadas no período anterior à promulgação da lei nas profissões definidas na lei) mudaram de escolaridade de um ano para o outro<sup>41</sup>. Assim, a variável  $\Delta escol$  foi excluída da estimação pois apresentou-se não significativa, em uma primeira inferência. Em relação à variável *idade*, nota-se que: (i) quando os períodos base e final são próximos, sua variação é aproximadamente nula e o coeficiente  $\alpha_3$  não faz parte do intercepto; (ii) caso os períodos sejam espaçados de um ano para outro, todos mudam um ano de idade e assim  $\alpha_3$  faz parte do intercepto. E por fim  $\alpha_7 = \Delta \alpha_{6t} = \alpha_{6_2} - \alpha_{6_1}$ .

Uma das hipóteses assumidas aqui é uma versão da exogeneidade estrita (Wooldridge, 2002): que  $\Delta u_i$  seja não correlacionada com  $\Delta trat_i$ . Ou seja, com exceção da lei, nenhum fator relativo aos estados tenha se alterado diferentemente entre a data base e a data final. Ressaltamos também que, estimamos a matriz de variância através do estimador de White (1980) produzindo erros padrões robustos à heterocedasticidade dos resíduos.

**Resultados** Nesta seção apresentamos os resultados do modelo de diferenças em diferenças. As estimativas foram realizadas para o mesmo conjunto de datas base e final da regressão quantílica. Os grupos de controle utilizados foram o estado de SP e os trabalhadores do próprio estado a ser analisado que recebe entre 1.5 e 3 pisos da respectiva categoria profissional a que pertence definida na lei.

<sup>41</sup> Isso ocorreu porque os agentes que estavam trabalhando já tinham terminado seu período de escolarização ou porque a maioria não estuda enquanto permanece no mercado de trabalho.

A seguir apresentamos as tabelas com os resultados da regressão do modelo diferenças em diferenças descrito na equação (6). Analisando primeiramente, o efeito da variável tratamento (Dif-em-Dif) sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado, observamos que todos os coeficientes são estatisticamente não significativos, com exceção de um coeficiente que foi significativo a um nível de 10%. Observando a transição de empregado formal para informal ou desempregado, observamos que a maioria dos coeficientes são estatisticamente iguais a zero.

Assim, para a maioria das regressões efetuadas, o efeito do tratamento é estatisticamente não significativo a um nível de significância de 5%. Este resultado indica que a mudança da legislação não teve impacto no status ocupacional dos indivíduos, isto é, estatisticamente identificamos que, em indivíduos que inicialmente pertenciam ao mercado formal ou informal, a mudança na legislação não causou uma maior probabilidade de transferência para o desemprego, bem como de transições do segmento formal para o informal ou para o desemprego.

Tabela 6..Estimativas diferenças em diferenças ( $\alpha_6$ ) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado segundo data base e data final

<b>Rio de Janeiro</b>		Base:mar00/Final:mar01		Base:abr00/Final:abr01		Base:jan01/Final:fev01		Base:fev00/Final:mar01	
Controle	Coeficientes								
	Dif-em-Dif	-0.1421	-0.0203	-0.4531**	-0.0654**	-0.6634	-0.0347	-0.3097	-0.0182
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.2356	0.0343	0.2358	0.0348	0.4550	0.0261	0.3833	0.0234
São Paulo	Constante	-1.3623*	-	-1.2053*	-	-1.7116*	-	-1.8081*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.1752	-	0.1546	-	0.2670	-	0.2579	-
	Pseudo R2	0.0027		0.0270		0.0611		0.0142	
	Nº Observações	255		258		183		202	
Entre 1.5p e 3p	Dif-em-Dif	0.3216	0.0316	0.2162	0.0182	0.0264	0.0006	0.0687	
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.2211	0.0228	0.2354	0.0208	0.4494	0.0105	0.3443	
	Constante	-1.8400*	-	-1.8747*	-	-2.4015*	-	-2.1865*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.1560	-	0.1540	-	0.2580	-	0.1957	-
	Pseudo R2	0.0145		0.0065		0.0001		0.0006	
	Nº Observações	398		407		359		395	
<b>Rio Grande do Sul</b>		Base:jun01/Final:ago01		Base:jul01/Final:ago01		Base:jul01/Final:set01		Base:ago01/Final:set01	
Controle	Coeficientes								
	Dif-em-Dif	-0.1765	-0.0146	-0.3324	-0.0276	-0.1040	-0.0100	0.1771	0.0085
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.2861	0.0244	0.2891	0.0249	0.3304	0.0322	0.2963	0.0140
São Paulo	Constante	-1.6862*	-	-1.6111*	-	-1.6325*	-	-2.1497*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.2086	-	0.1957	-	0.2380	-	0.2288	-
	Pseudo R2	0.0045		0.0158		0.0015		0.0047	
	Nº Observações	269		266		175		396	
Entre 1.5p e 3p	Dif-em-Dif	0.0864	0.0056	0.1962	0.0098	0.5604**	0.0304	0.3784	0.0149
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.2414	0.0162	0.2504	0.0139	0.2966	0.02091	0.2508	0.0115
	Constante	-1.9491*	-	-2.1397*	-	-2.2969*	-	-2.3509*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	0.1415	-	0.1325	-	0.1887	-	0.1657	-
	Pseudo R2	0.0010		0.0046		0.0422		0.0210	
	Nº Observações	511		710		467		740	

Nota: \* Rejeita hipótese nula a 5%, \*\* Rejeita hipótese nula a 10%, *Desvio-Padrão em itálico*

Tabela 7..Estimativas diferenças em diferenças ( $\alpha_6$ ) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal para empregado informal ou desempregado segundo data base e data final

<b>Rio de Janeiro</b>		Base:mar00/Final:mar01		Base:abr00/Final:abr01		Base:jan01/Final:fev01		Base:fev00/Final:mar01	
Controle	Coefficientes	Coefficiente	Efeito Marginal						
	Dif-em-Dif	-0.2204	-0.0646	-0.0013	-0.0004	-0.4847**	-0.0835**	-0.1773	-0.0290
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1788</i>	<i>0.0531</i>	<i>0.1791</i>	<i>0.0504</i>	<i>0.2633</i>	<i>0.0481</i>	<i>0.2505</i>	<i>0.0416</i>
São Paulo	Constante	-0.6745*		-0.8354*		-1.0584*		-1.2487*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1339</i>		<i>0.1338</i>		<i>0.1865</i>		<i>0.1829</i>	
	Pseudo R2	0.0058		0.0000		0.0303		0.0041	
	Nº Observações	255		258		183		202	
	Dif-em-Dif	0.2478	0.0588	0.323*	0.0798*	-0.2731	-0.0406	-0.0392	-0.0058
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1577</i>	<i>0.0384</i>	<i>0.1554</i>	<i>0.0391</i>	<i>0.2151</i>	<i>0.0297</i>	<i>0.2024</i>	<i>0.0297</i>
Entre 1.5p e 3p	Constante	-1.1427*		-1.1667*		-1.2700*		-1.3870*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1041</i>		<i>0.0999</i>		<i>0.1087</i>		<i>0.1085</i>	
	Pseudo R2	0.0075		0.0131		0.0078		0.0002	
	Nº Observações	388		407		359		395	

<b>Rio Grande do Sul</b>		Base:jun01/Final:ago01		Base:jul01/Final:ago01		Base:jul01/Final:set01		Base:ago01/Final:set01	
Controle	Coefficientes	Coefficiente	Efeito Marginal	Coefficiente	Efeito Marginal	Coefficiente	Efeito Marginal	Coefficiente	Efeito Marginal
	Dif-em-Dif	0.0267	0.0069	-0.1992	-0.0438	-0.2440	-0.0508	0.0239	0.0036
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1829</i>	<i>0.0475</i>	<i>0.1943</i>	<i>0.0434</i>	<i>0.2442</i>	<i>0.0514</i>	<i>0.1834</i>	<i>0.0274</i>
São Paulo	Constante	-0.9373*		-0.9915*		-1.0200*		-1.4122*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1416</i>		<i>0.1425</i>		<i>0.1728</i>		<i>0.1331</i>	
	Pseudo R2	0.0001		0.0050		0.0076		0.0001	
	Nº Observações	269		266.0000		175.0000			
	Dif-em-Dif	0.4058*	0.0872*	0.2578**	0.0431	0.251045	0.1013	0.1671	0.0226
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1484</i>	<i>0.0342</i>	<i>0.1540</i>	<i>0.02818</i>	<i>0.1998</i>	<i>0.0382279</i>	<i>0.1528</i>	<i>0.0218</i>
Entre 1.5p e 3p	Constante	-1.3164*		-1.4485*		-1.5152*		-1.5554*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.0930</i>		<i>0.0794</i>		<i>0.0335</i>		<i>0.0864</i>	
	Pseudo R2	0.0196		0.0067		0.0063		0.0033	
	Nº Observações	511		710		467		740	

Nota: \* Rejeita hipótese nula a 5%, \*\* Rejeita hipótese nula a 10%, *Desvio-Padrão em itálico*

Porém, a metodologia de diferenças em diferenças não é válida se as diferenças entre o grupo de tratamento e o grupo de controle não for apenas a causada por diferentes marcos legais. Poder-se-ia argumentar que fatores relativos aos estados tenham se alterado diferentemente entre a data base e a data final o que pode causar um problema de variáveis omitidas na regressão. Um indicativo disto seria o baixo valor das estatísticas  $t$ . Entretanto, poucas regressões apresentaram um valor para a estatística  $t$  muito baixo. Assim, o impacto sobre o nível de emprego foi nulo, pela imposição da lei.

Mas aqui se levanta uma suspeita. Este impacto poderia estar mais de acordo com modelos de monopsonio. No entanto, este modelo parte da hipótese de cumprimento total à lei do SM, e assim prevê um aumento no nível salarial e simultaneamente um aumento (não-redução) no nível de emprego, dado um aumento pequeno no SM (Card e Krueger, 1995, 1994; Card, 1992a, 1992b e Katz e Krueger, 1992). No entanto, essas evidências não se aplicam pois: (i) conforme descrito na subseção anterior, obtivemos um impacto nulo da lei sobre o diferencial salarial e; (ii) verificamos, a partir da Tabela 1, que os pisos estaduais salariais proporcionaram um aumento significativo em relação ao SM. Para o RJ, que adotou em janeiro de 2001, o SM que vigorava era de 151, enquanto seus pisos variaram de 220 a 226, um aumento de quase 50%. Já o RS, quando efetivou sua lei estadual, o SM já era de 180 e seus pisos variaram de 230 a 250, ou seja, um aumento de mais de 25% para o menor piso e de quase 40% para o maior piso. Assim, esta evidência de nulidade no nível do emprego, frente à imposição dos pisos estaduais, nos leva a crer, como evidência adicional às já apresentadas, que a lei tem um baixo grau de efetividade. Neste caso, não temos uma evidência de falha do modelo de concorrência perfeita.

Vale ressaltar que, como fator adicional, caso a lei fosse altamente efetiva esperaríamos uma queda do nível de emprego, dado a predominância do modelo de concorrência perfeita em relação

ao efeito do SM para o Brasil (Neri e Moura, 2006).

## 5.5 Discussão

As evidências obtidas de um efeito estatisticamente nulo, tanto no nível salarial como no nível de emprego, implica que o nível de efetividade da lei é muito baixo. Podemos afirmar então que, o alto descumprimento à legislação pelas firmas é uma consequência da baixa efetividade da lei empregada pelas autoridades. Esta efetividade foi definida na seção 2.1 como  $\lambda k$ , em que  $\lambda$  é a probabilidade de se pegar e punir um empregador violador da lei e;  $k$  é a penalidade definida pela legislação. Assim, no caso da legislação aqui avaliada,  $\lambda k$  provavelmente está muito próximo de zero. Ou seja, o custo efetivo (esperado) de se descumprir com a lei que um empregador se depara é muito baixo, devido, provavelmente, à uma combinação de baixa fiscalização (implicando em uma baixa probabilidade  $[\lambda]$  de se punir o empregador) e reduzida multa ( $k$ ). Segundo o modelo de Yaniv (2006), apresentado na seção 2.1, se a efetividade fosse positiva, esperar-se-ia uma queda no nível salarial do mercado do RJ, mas sem alterações no nível de emprego. Mas, como  $\lambda k$  está muito próximo de zero, o salário de mercado não se altera. E segundo a Figura 1, não existe um deslocamento das curvas de oferta e demanda, e com isso o nível salarial se manteria em  $w_0$ .

Outro aspecto, citado na revisão de literatura, que retomamos brevemente é que o grande aumento proporcionado pelos pisos, frente ao SM, poderia gerar dois efeitos opostos: (i) um maior incentivo ao descumprimento, pois o ganho do subpagamento é maior que o custo esperado (AS; Chang e Ehrlich, 1985; Yaniv, 1998) e (ii) uma maior probabilidade dos trabalhadores denunciarem os empregadores (Yaniv, 1998). Mas, segundo nossas evidências, o primeiro efeito é predominante, devido à baixa efetividade da lei.

Outro motivo a ser destacado é que a lei tem um nível baixo de efetividade devido ao alto índice de desemprego quando da fixação dos pisos, pois aumenta o medo dos empregados denunciarem, pois se perderem o emprego, a probabilidade de recolocação no mercado é menor<sup>42</sup>.

## 6 Conclusão

Em 2000, o governo federal fixou uma nova lei que permitiu as Unidades Federativas fixarem pisos salariais acima do SM. Os estados do RJ e RS adotaram essa lei, a partir de 2001. A nova lei fornece um experimento útil ao reajustar de maneira diferenciada entre estados e grupos profissionais oferecendo uma fonte de variabilidade potencialmente exógena para estimação dos seus impactos. Outra vantagem é isolar os efeitos de mudanças de um preço mínimo sobre a demanda de trabalho dos impactos fiscais exercidos pelo SM no contexto brasileiro. Listamos a seguir as principais evidências empíricas encontradas acerca dos impactos da nova lei sobre o mercado de trabalho: (iii) analisando os resultados das regressões sobre o diferencial salarial,

---

<sup>42</sup>Apesar da denúncia ser anônima no Brasil, os empregadores após serem punidos a ressarcirem o atraso de pagamento pela fiscalização terão uma maior probabilidade de demitir os trabalhadores quanto menor o tamanho de sua firma e maior a rotatividade da mão-de-obra do setor da economia no qual está inserido.

averiguamos um alto índice de evasão da lei por parte das firmas, visto que RJ e RS apresentam uma variação estatisticamente nula do diferencial salarial em relação à SP, principalmente nos quantis *binding*; (iv) a lei dos pisos regionais gerou impactos não-significativos no emprego, o que pode ser visto como uma evidência adicional da baixa efetividade da lei. Assim, uma interpretação é que a lei não é efetiva, no sentido de não impor custos às firmas que a descumprem.

Ressaltamos que mudanças no SM e, em particular, nos pisos estaduais, que impactam na distribuição de rendimentos do trabalho, são importantes para efeitos de formulação de políticas econômicas. A lei dos pisos estaduais tem sido debatida como um avanço na política salarial destinada aos trabalhadores da ativa. O que verificamos é que a lei é pouco efetiva. Esse resultado poderia ser direcionado aos gestores de política a fim de alterar a lei federal que permitiu os estados esta fixação, aos governadores estaduais a fim de definirem uma multa explícita nas leis estaduais ou ainda, impor uma maior fiscalização aos agentes privados. Em relação a esse último aspecto, dada a existência de uma fiscalização não efetiva, esta têm gerado custos para a economia, visto que as autoridades estaduais estão consumindo recursos em um monitoramento inócuo.

Em suma, a nova lei de pisos salariais regionais que poderia proporcionar um ganho, tanto em termos de graus de liberdade das finanças públicas como em termos de uma política salarial mais eficaz voltada para os trabalhadores da ativa, apresenta-se com alto grau de descumprimento e pouco efetiva.

## Referências

- [1] Akerlof, G. A. (1982). Labor Contracts as Partial Gift Exchange. *Quarterly Journal of Economics*, 97: 543-569.
- [2] ————— (1984). Gift Exchange and Efficiency-Wages Theory: Four Views, *American Economic Review*, 74: 79-83.
- [3] Ashenfelter, O. e R. S. Smith (1979). Compliance with the Minimum Wage Law. *Journal of Political Economy*, 87(2): 333-350.
- [4] Albrecht, J. e Bo Axel (1984). An Equilibrium Model of Search Unemployment. *Journal of Political Economy*, 92(5): 824-40.
- [5] Bell, L (1997). The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia. *Journal of Economic Literature*, 15(3): S102-S135.
- [6] Brown, C (1988). Minimum Wage Laws: Are They Overrated?. *Journal of Economic Perspectives*, 2(3): 133-46.
- [7] Brown, C. e C. Gilroy, A. Kohen (1982). The Effects of the Minimum Wage On Employment and Unemployment". *Journal of Economic Literature*, 20(2): 487-582.

- [8] Burdett, K. D. T. Mortensen (1989). Equilibrium wage Differentials and Employer Size. Northwestern Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science Working Paper 860.
- [9] Card, D (1992a). Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1): 22-37.
- [10] ————. (1992b). Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1): 38-54.
- [11] Card, D. e A. Krueger (1994). Minimum Wages and Employment: a Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4): 772-93.
- [12] ———— (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wages*. Princeton: Princeton University Press.
- [13] Chang, Y-M e I. Ehrlich (1985). On the Economics of Compliance with the Minimum Wage Law. *Journal of Political Economy*, 93(1): 84-91.
- [14] Corseuil, C. H. e F. G. Carneiro (2001). Os Impactos do Salário Mínimo sobre Emprego e Salários no Brasil: Evidências a partir de Dados Longitudinais e Séries de Tempo. Texto para Discussão, n<sup>o</sup> 849, Rio de Janeiro: IPEA.
- [15] Dickens, R. e A. Manning (2004). Spikes and Spill-Overs: The Impact of the National Minimum Wage on the Wage Distribution in a Low-Wage Sector. *Economic Journal*, 114: C95-C101.
- [16] Eckstein, Z. e K. Wolpin (1990). Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals. *Econometrica*, 58(4): 783-808.
- [17] Fajnzylber, P. (2001). Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution: Evidence from Brazil's Formal and Informal Sectors. Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia (Anpec).
- [18] Flug, K. e N. Kasir (1993). Compliance with the Minimum Wage Law: The case of Israel. International Conference on Economic Analysis of Low Pay and the Effects of Minimum Wages, France.
- [19] Gindling, T. H. e K. Terrell (1995). The Nature of Minimum Wages and Their Effectiveness as a Wage Floor in Costa Rica, 1976-91. *World Development*, 23(8): 1439-1458.
- [20] Grenier, G. (1982). On Compliance with the Minimum Wage Law. *Journal of Political Economy*, 90(1): 184-187.
- [21] Grossman, J. B. (1983). The Impact of the Minimum Wage on Other Wages. *Journal of Human Resources*, 18: 359-378.

- [22] Hausman, J. A. e W. Taylor (1981). Panel Data and unobservable individual effects. *Econometrica*, 49(6): 1377-1398.
- [23] Katz, L. e A. Krueger (1992). The Effects of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1): 6-2.
- [24] Koenker, R. e G. Basset (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*. 46: 33-49.
- [25] ————— (1982). Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica* 50(1): 43-61.
- [26] Koenker, R. (2004) Quantile Regression for Longitudinal Data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91: 74-89.
- [27] —————. (2005). *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press.
- [28] Lamarche, C. (2006). Robust Penalized Quantile Regression Estimation for Panel Data. Preprint, University of Oklahoma.
- [29] —————. (2007). Voucher Program Incentives and Schooling Performance in Colombia: A Quantile Regression for Panel-Data Approach. Preprint, University of Oklahoma.
- [30] Lemos, S. (2003). A Menu of Minimum Wage Variables for Evaluating Wage and Employment Effects: Evidence from Brazil. University College London, Working Paper 03-02.
- [31] —————. (2007). A Survey of the Effects of the Minimum Wage in Latin America. University of Leicester,. Working Paper n° 07/04.
- [32] Lott, J. R. e R. D. Roberts (1995). The Expected Penalty for Committing a Crime: An Analysis of Minimum Wage Violations. *Journal of Human Resources*, 30(2): 397-408.
- [33] Neri, Marcelo (1999). Salário Mínimo: O Reajuste de 99, a Desvinculação e a Regionalização. Nota técnica, Boletim Conjuntural do IPEA, n° 45, Abril.
- [34] Neri, Marcelo. e Rodrigo L. de Moura (2006). La institucionalidad del salario mínimo en Brasil. In: Marinakis, A. e J. Velasco (ed.), *Para qué sirve el salario mínimo? Elementos para su determinación en los países del Cono Sur*, Santiago: OIT, cap.III: 105-158.
- [35] Neri, Marcelo, Gustavo Gonzaga e José Márcio Camargo (1999). Distribuição Regional da Efetividade do Salário Mínimo no Brasil. *Nova Economia*, 9(2): 9-38.
- [36] ————— (2000). Efeitos Informais do Salário Mínimo e Pobreza. Texto para Discussão n° 724, Rio de Janeiro: IPEA.
- [37] ————— (2001). Salário Mínimo, "Efeito-Farol" e Pobreza. *Revista de Economia Política*, 21(2): 78-90.
- [38] Neumark, D. e W. Wascher (1992). Employment Effects of minimum and subminimum wage: panel data on state minimum wage laws. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1): 55-81.

- [39] Neumark, D., W. Cunningham e L. Siga (2004). The Effects of the Minimum Wage in Brazil on the Distribution of Family Incomes: 1996-2001. *Journal of Development Economics*, 80(1): 136-159.
- [40] Parzen, E. (1962). On Estimation of a Probability Density Function and Mode. *The Annals of Mathematical Statistics*, (33): 1065-1076.
- [41] Rosenblatt, M. (1956). Remarks on Some Non-parametric Estimates of a Density Function. *The Annals of Mathematical Statistics*, (27): 832-837.
- [42] Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman & Hall.
- [43] Soares, S. S. D. (2004). O Impacto Distributivo do Salário Mínimo: A Distribuição Individual dos Rendimentos do Trabalho. *Economia Aplicada*, 8 (1): 47-76.
- [44] Squire, L. e S. Suthiwart-Narueput (1997). The Impact of Labor Market Regulations. *World Bank Economic Review*, 11(1): 119-143.
- [45] Stewart, M. B. (2004). The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers. *Journal of the European Economic Association*, 2(1): 67-97.
- [46] Weil, D. (2005). Public Enforcement/Private Monitoring: Evaluating a New Approach to Regulating the Minimum Wage. *Industrial and Labor Relations Review*, 58(2): 238-257.
- [47] White, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48: 817-838.
- [48] Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- [49] Yaniv, G. (2001). Minimum Wage Noncompliance and the Employment Decision. *Journal of Labor Economics*, 19(3): 596-603.
- [50] ————. (2004a). Minimum Wage Compliance and the Labor Demand Curve. *Journal of Economic Education*, 35(3): 290-294.
- [51] ————. (2004b). Minimum Wage Noncompliance and the Sub-Minimum Wage Rate. *Economics Bulletin*, 10(9): 1-7.
- [52] ————. (2006). On the Employment Effect of Noncompliance with the minimum wage law. *International Review of Law and Economics*, 26(4): 557-564.
- [53] Yaniv, G., Y. Awad, R. Cohen e Y. Shaul (1998). Noncompliance with the Minimum Wage Law in Israel: An Empirical Investigation. Paper presented at the 2<sup>th</sup> International Research Conference on Social Security, Jerusalem.

## **7 Apêndice**

### **7.1 Lei Complementar nº 103 - de 14 de julho de 2000 - DOU de 17/07/2000**

Autoriza os Estados e o Distrito Federal a instituir o piso salarial a que se refere o inciso V do art. 7º da Constituição Federal, por aplicação do disposto no parágrafo único do seu art. 22.

O Presidente da República

Faço saber que o Congresso Nacional decreta e eu sanciono a seguinte Lei Complementar:

Art. 1º Os Estados e o Distrito Federal ficam autorizados a instituir, mediante lei de iniciativa do Poder Executivo, o piso salarial de que trata o inciso V do art. 7º da Constituição Federal para os empregados que não tenham piso salarial definido em lei federal, convenção ou acordo coletivo de trabalho.

§ 1º A autorização de que trata este artigo não poderá ser exercida:

I – no segundo semestre do ano em que se verificar eleição para os cargos de Governador dos Estados e do Distrito Federal e de Deputados Estaduais e Distritais;

II – em relação à remuneração de servidores públicos municipais.

§ 2º O piso salarial a que se refere o caput poderá ser estendido aos empregados domésticos.

Art. 2º Esta Lei Complementar entra em vigor na data de sua publicação.

### **7.2 Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RJ**

#### **7.2.1 Janeiro/2001**

I - R\$ 220,00 - Para empregados domésticos; cozinheiros, garçons e bar-men; lavadeiros e tintureiros; secretárias, datilógrafos e estenógrafos; administradores e capatazes de explorações agropecuárias e florestais; trabalhadores da agricultura e da pecuária; trabalhadores florestais; pescadores; operadores de máquinas e implementos de agricultura, pecuária e exploração florestal; empregados de comércio; trabalhadores de serviços de administração, conservação, manutenção, limpeza de edifícios, empresas comerciais, indústria, áreas verdes e logradouros públicos; trabalhadores de serviços de higiene, saúde, embelezamento; mensageiros; trabalhadores de serviços de proteção e segurança; trabalhadores de serviços de turismo e hospedagem e serventes.

II - R\$ 223,00 - Para trabalhadores de minas e pedreiras e sondadores; trabalhadores de tratamento da madeira e de fabricação de papel e papelão; fiandeiros, tecelões e tingidores; trabalhadores de curtimento; trabalhadores de preparação de alimentos; trabalhadores de costura e estofadores; trabalhadores da fabricação de calçados e artefatos de couro; cortadores, polidores e gravadores de pedras; encanadores, soldadores, chapeadores, caldeiros e montadores de estruturas metálicas; vidreiros e ceramistas; trabalhadores de fabricação de produtos de borracha e plástico; confeccionadores de produtos de papel e papelão; pintores; trabalhadores da confecção de instrumentos musicais e produtos de vime e de derivados de minerais não metálicos; trabalhadores da movimentação e manipulação de mercadorias e materiais, operadores de máquinas de construção civil e mineração; condutores de veículos de transporte e trabalhadores assemelhados e pedreiros.

III - R\$ 226,00 - Para mestres, contramestres, supervisores de produção e manutenção industrial; operadores de instalações de processamentos químicos; marceneiros e operadores de máquinas de lavar madeira; trabalhadores de usinagem de metais; ajustadores mecânicos, montadores e mecânicos de máquinas, veículos e instrumentos de precisão; eletricista e eletrônicos; operadores de estações de rádio e televisão e de equipamentos de sonorização e projeções cinematográficas; joalheiros e ourives e trabalhadores de artes gráficas.

### **7.3 Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RS**

#### **7.3.1 Julho/2001**

I – de R\$ 230 para os seguintes trabalhadores:

- na agricultura e na pecuária
- nas indústrias extrativas;
- em empresas de pesca;
- empregados domésticos;
- em turismo e hospitalidade;
- nas indústrias da construção civil;
- nas indústrias de instrumentos musicais e brinquedos;
- em estabelecimentos hípicas;

II – de R\$ 235 para os seguintes trabalhadores:

- nas indústrias do vestuário e do calçado;
- nas indústrias de fiação e tecelagem;
- nas indústrias de artefatos de couro;
- nas indústrias do papel, papelão e curtiça;
- em empresas distribuidoras e vendedoras de jornais e revistas e empregados em bancas, vendedores ambulantes de jornais e revistas;
- empregados da administração das empresas proprietárias de jornais e revistas;
- empregados em estabelecimento de serviços de saúde.

III – de R\$ 240 para os seguintes trabalhadores:

- nas indústrias do mobiliário;
- nas indústrias químicas farmacêuticas;
- nas indústrias cinematográficas;
- nas indústrias da alimentação;
- empregados no comércio em geral;
- empregados de agentes autônomos do comércio.

IV – de R\$ 250 para os seguintes trabalhadores:

- nas indústrias metalúrgicas mecânicas e de materiais elétricos;
- nas indústrias gráficas;
- nas indústrias de vidros, cristais, espelhos, cerâmica de louça e porcelana;
- nas indústrias de artefatos de borracha;
- em empresas de seguro privado e capitalização e de agentes autônomos e de seguros privados

em edifícios ,condomínios residenciais , comerciais e similares  
nas indústrias de joalheria e lapidação de pedras preciosas.

## 7.4 Estatísticas descritivas

Tabela A1. Frequência dos rendimentos do grupo de controle (SP) com pontos críticos no SM e nos pisos estaduais (RJ/RS) para as ocupações definidas nas leis estaduais do RJ e RS

grupos RJ	mar/00	abr/00	jan/01	fev/01	mar/01	abr/01	grupos RS	jun/01	jul/01	ago/01	set/01	
SM vigente	136	136	151	151	151	151	SM vigente	180	180	180	180	
<b>p1rj</b>			<b>piso=220</b>				<b>p1rs</b>			<b>piso=230</b>		
w<sm	2.84	2.96	2.9	4.2	3.92	3.5	w<sm	12.33	13.24	11.01	9.99	
w=sm	1.79	1.48	0.88	0.86	1.41	0.81	w=sm	4.03	5.43	4.35	4.92	
sm<w<piso	8.69	8.79	4.42	6.3	5.81	6.19	sm<w<piso	9.38	9.87	9.74	11.03	
w=piso	0.65	0.39	0.32	0.62	0.86	0.24	w=piso	0.16	0.38	0.55	0.52	
w>piso	86.04	86.38	91.47	88.02	87.99	89.24	w>piso	74.11	71.08	74.35	73.55	
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100	
<b>p2rj</b>			<b>piso=223</b>				<b>p2rs</b>			<b>piso=235</b>		
w<sm	8.7	9	8.34	9.98	9.28	8.19	w<sm	5.24	5.51	3.97	3.05	
w=sm	1.49	0.21	1.29	1.26	1.02	1.11	w=sm	2.45	2.76	3.25	2.29	
sm<w<piso	15.82	16.53	9.4	9.4	10.29	9.29	sm<w<piso	2.8	5.51	6.5	5.34	
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0	0	0	0	
w>piso	73.99	74.26	80.96	79.36	79.41	81.42	w>piso	89.51	86.22	86.28	89.31	
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	99.99	
<b>p3rj</b>			<b>piso=226</b>				<b>p3rs</b>			<b>piso=240</b>		
w<sm	3.75	4.59	3.14	4.64	3.34	4.32	w<sm	5.83	5.07	6.07	5.99	
w=sm	1.37	0.66	0.35	0.33	1	0.72	w=sm	1.32	2.13	2.6	2.41	
sm<w<piso	9.22	8.52	5.23	4.3	10.03	7.55	sm<w<piso	4.04	4.8	5.54	5.08	
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0.4	0.4	0.27	0.26	
w>piso	85.67	86.23	91.29	90.73	85.62	87.41	w>piso	88.41	87.59	85.51	86.25	
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100	
-	-	-	-	-	-	-	<b>p4rs</b>			<b>piso=250</b>		
-	-	-	-	-	-	-	w<sm	2.13	2.22	1.34	1.74	
-	-	-	-	-	-	-	w=sm	2.93	2.47	2.14	1.65	
-	-	-	-	-	-	-	sm<w<piso	5.41	5.12	4.19	4.39	
-	-	-	-	-	-	-	w=piso	3.01	3.07	3.03	2.47	
-	-	-	-	-	-	-	w>piso	86.52	87.12	89.31	89.75	
-	-	-	-	-	-	-	Total	100	100	100	100	

Nota: w= salário, SM= salário mínimo, piso= piso da referida categoria.

Tabela A2. Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RJ

Períodos Analisados	março/2000-março/2001				abril/2000-abril/2001				janeiro/2001-fevereiro/2001				fevereiro/2001-março/2001			
	março/2000		março/2001		abril/2000		abril/2001		janeiro/2001		fevereiro/2001		fevereiro/2001		março/2001	
	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP
média	635	835	625	874	656	828	673	839	748	954	650	802	641	813	640	795
percentil																
1	106	100	150	82	120	100	150	150	131	110	100	100	101	100	139	100
5	136	160	151	200	136	180	151	200	151	190	151	180	151	151	151	180
10	160	220	200	250	170	200	180	250	180	250	171	230	180	200	180	210
15	182	250	200	300	200	250	200	300	200	300	200	250	200	250	200	250
20	200	300	250	300	202	300	250	300	220	300	215	300	220	300	226	300
25	240	300	265	350	250	300	270	300	250	340	240	300	250	300	250	300
30	250	300	280	350	260	300	300	350	280	350	260	320	260	320	280	350
50	300	400	350	470	340	400	380	450	377	500	350	400	350	400	350	400
75	450	660	500	700	500	600	600	700	600	800	505	700	500	650	500	600
95	1000	1300	900	1500	1000	1200	1000	1500	1285	1540	1000	1200	1000	1256	1000	1256

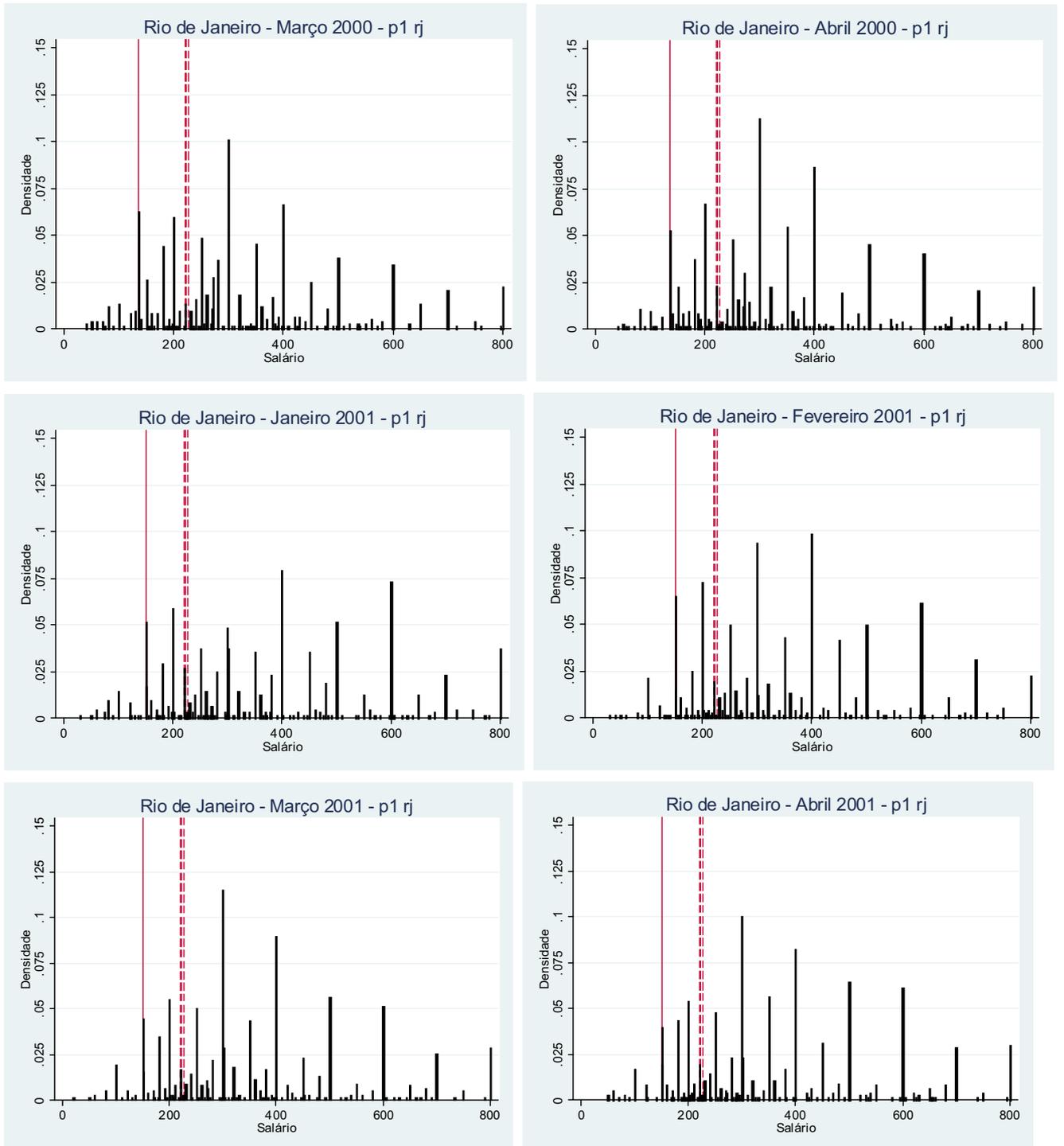
Nota: As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (salário entre o SM e um pouco acima do maior piso do RJ (R\$226)) A renda média está em termos reais para fins de comparação entre os estados.. Mas os quantis estão em termos nominais (que não diferem se estivessem em termos reais) para facilitar com a comparação dos valores do SM e pisos dados na Tabela 1.

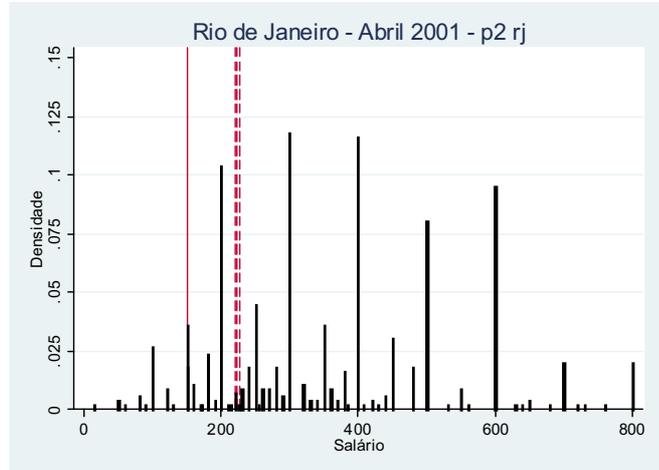
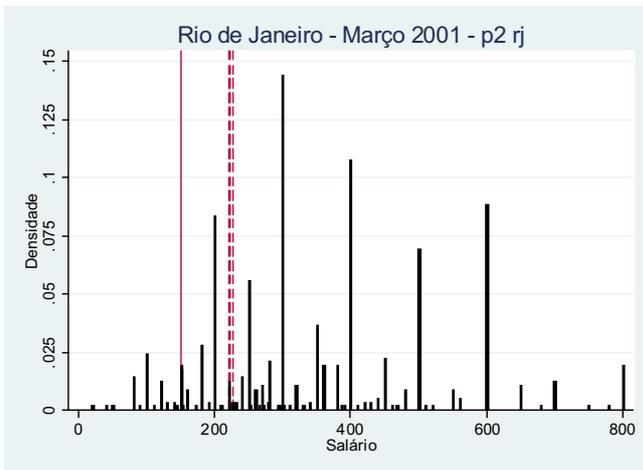
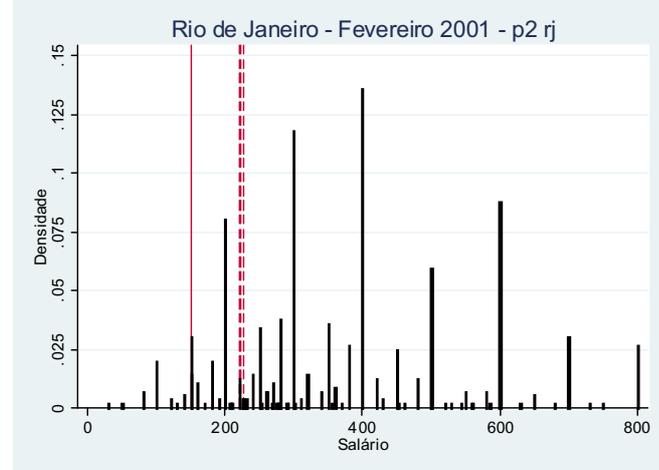
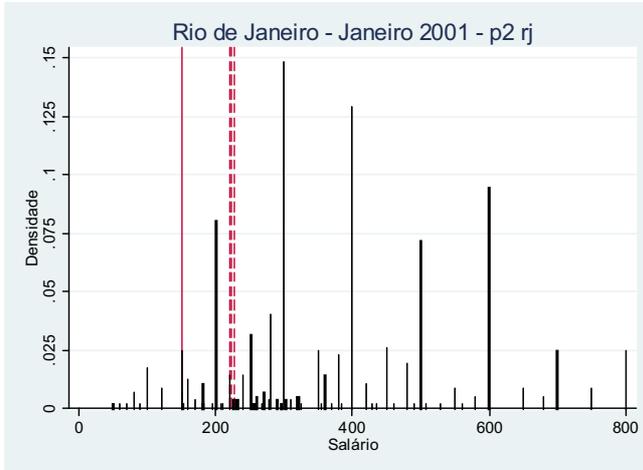
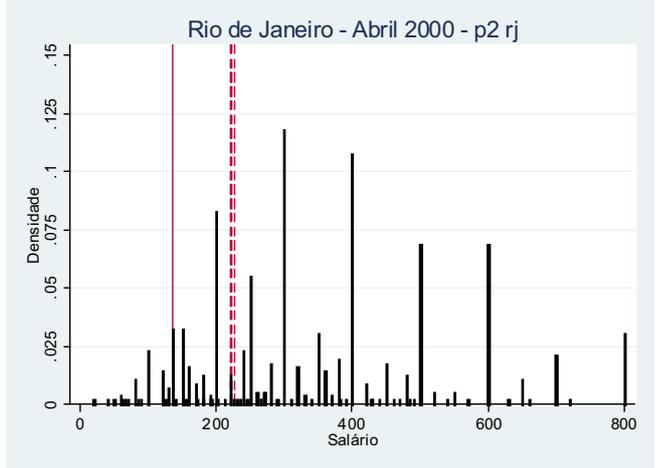
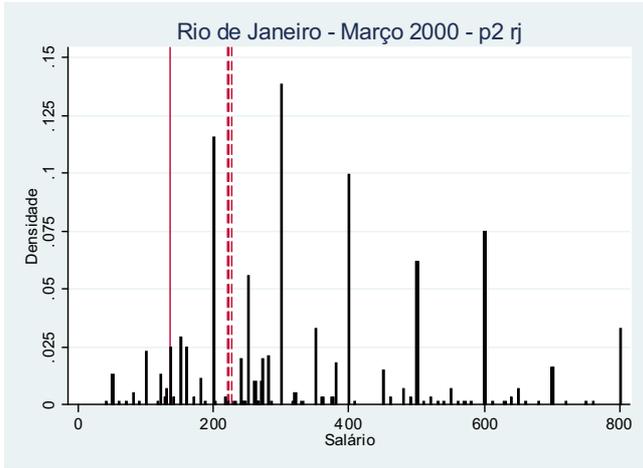
Tabela A3. Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RS

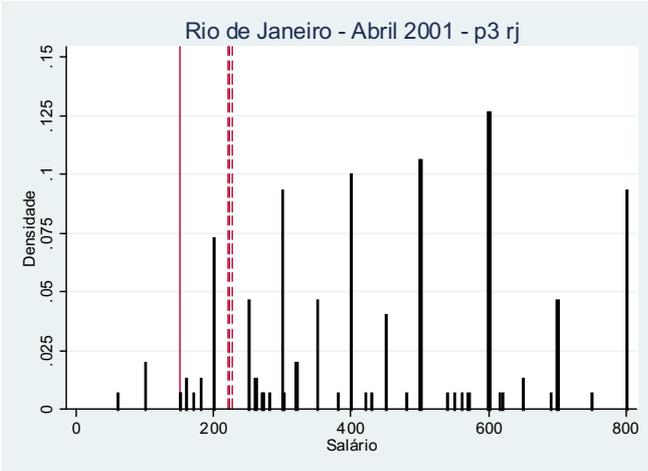
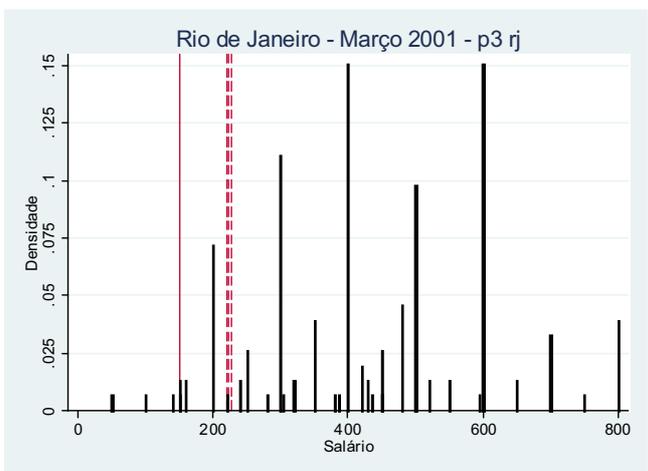
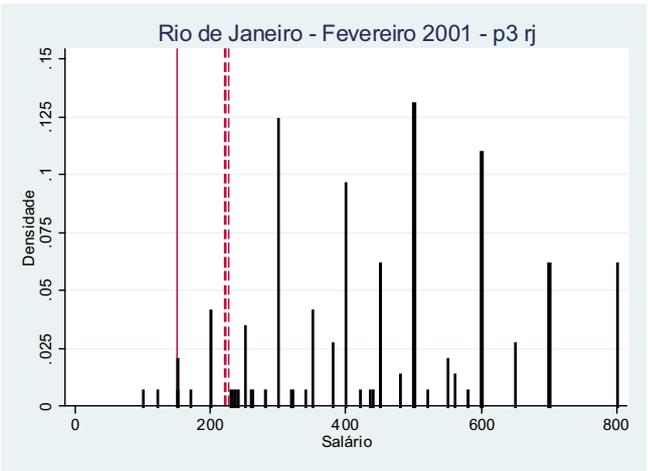
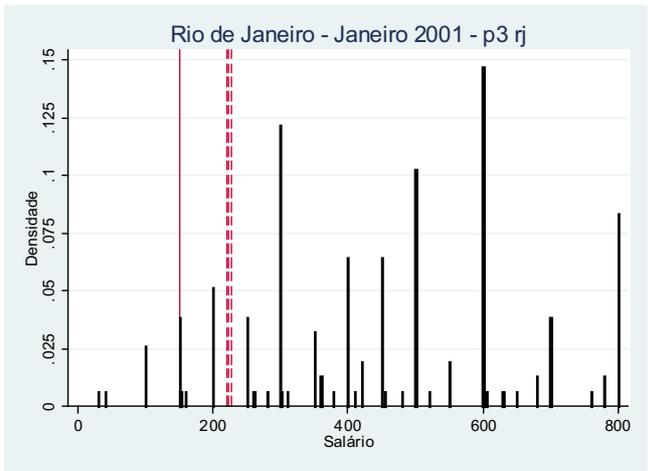
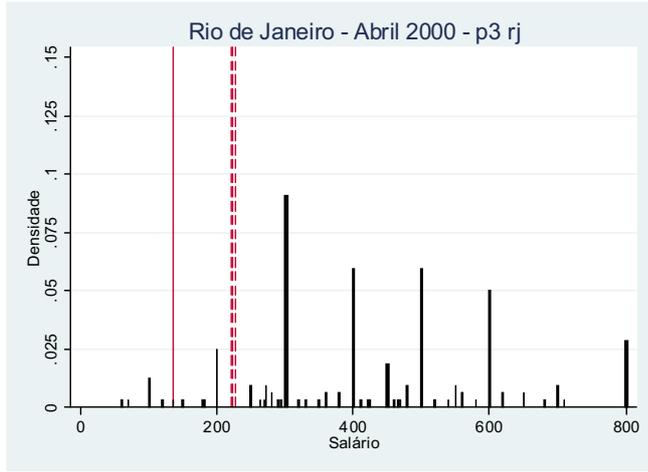
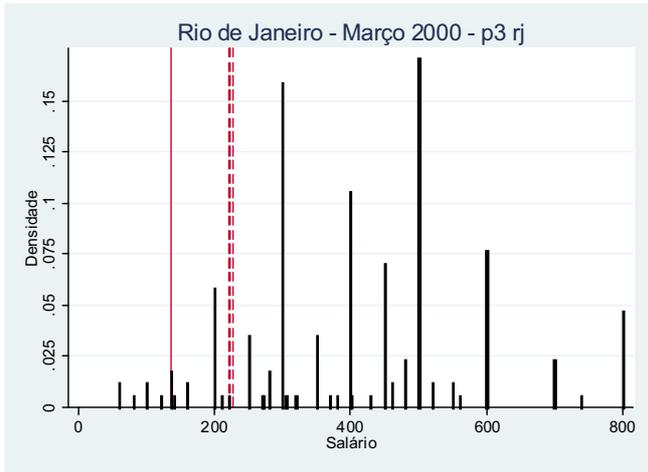
Períodos Analisados	junho/2001-agosto/2001				julho/2001-agosto/2001				julho/2001-setembro/2001				agosto/2001-setembro/2001			
	junho/2001		agosto/2001		julho/2001		agosto/2001		julho/2001		setembro/2001		agosto/2001		setembro/2001	
	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP
média	736	1004	721	1003	688	925	690	929	674	892	674	901	685	912	684	907
percentil																
1	100	105	100	100	90	100	100	100	98	100	100	100	100	100	100	100
5	180	180	180	190	180	180	180	180	180	180	180	180	180	180	180	180
10	180	220	180	250	180	200	180	200	180	200	200	200	200	200	200	200
15	200	250	220	280	200	250	220	250	200	250	230	250	230	250	230	250
20	240	300	250	300	230	290	250	300	240	280	250	300	250	300	250	300
25	250	300	251	300	250	300	250	300	250	300	250	300	250	300	256	300
30	280	343	280	350	276	300	280	320	280	300	280	330	280	320	280	320
50	350	400	350	411	350	400	350	400	350	400	350	400	350	400	350	400
75	520	700	500	700	500	650	500	681	500	600	500	650	500	630	500	600
95	1500	2000	1500	2000	1359	2000	1394	2000	1300	1800	1340	1800	1270	2000	1300	2000

Nota: As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (renda entre o SM e um pouco acima do maior piso do RS (R\$250)) A renda média está em termos reais para fins de comparação entre os estados.. Mas os quantis estão em termos nominais (que não diferem se estivessem em termos reais) para facilitar com a comparação dos valores do SM e pisos dados na Tabela 1.

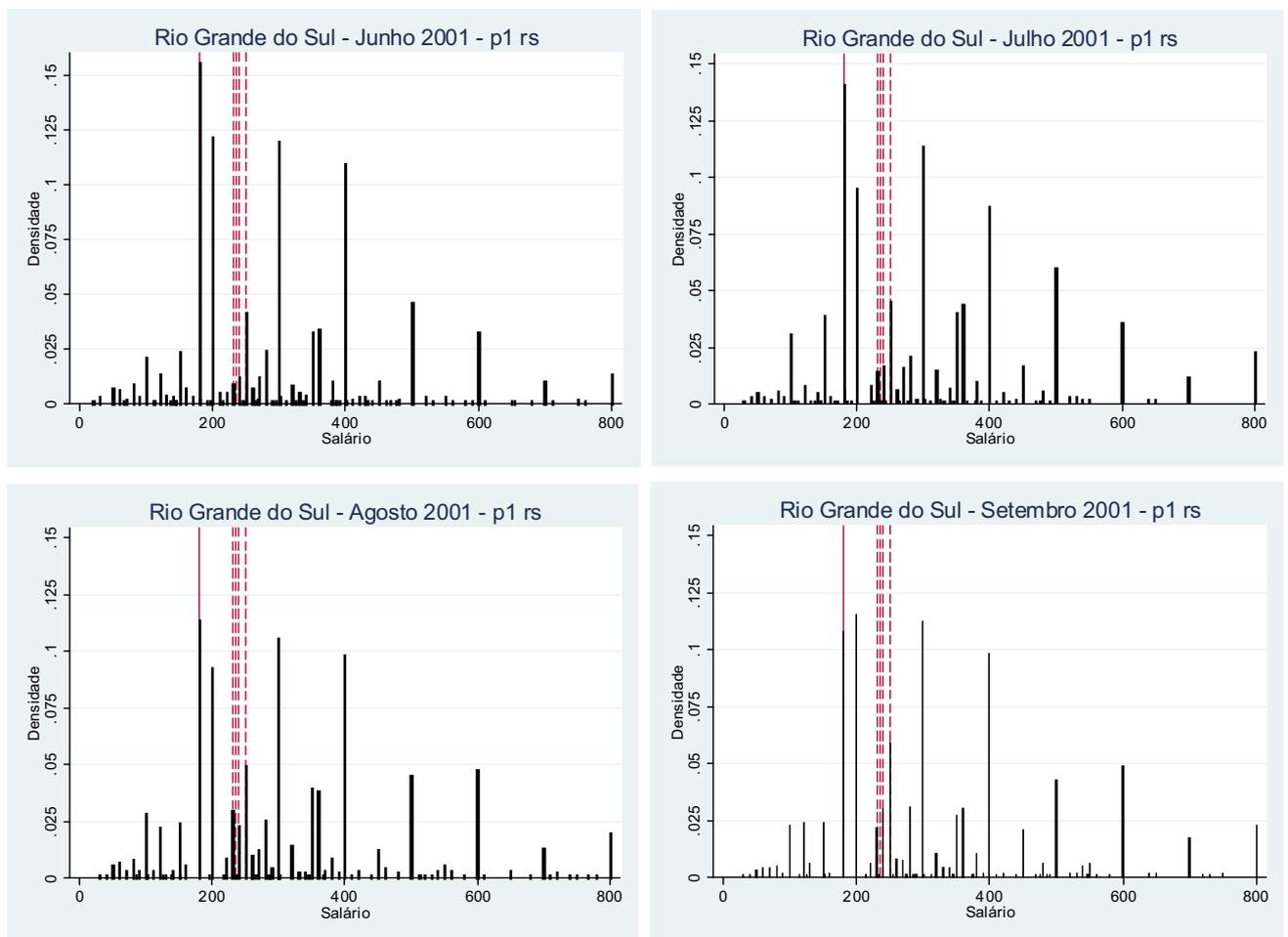
Painel A1. Distribuição dos rendimentos do RJ das ocupações definidas na lei

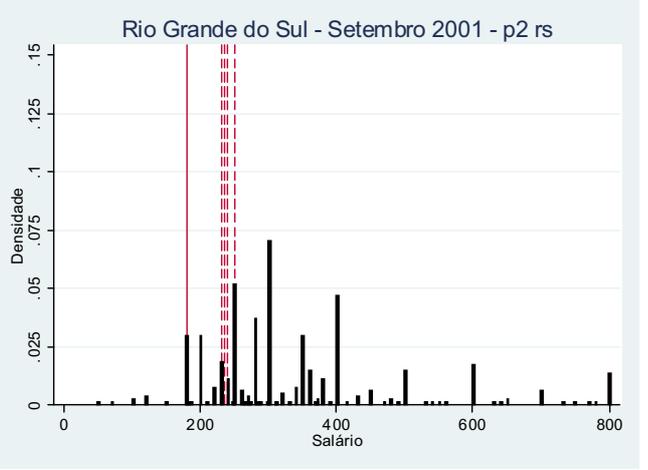
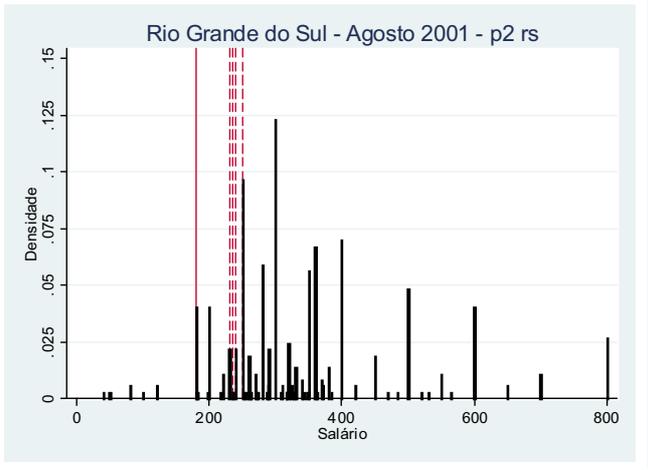
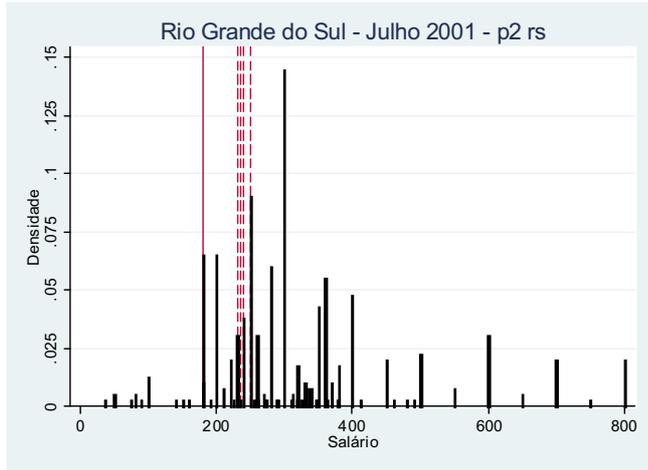
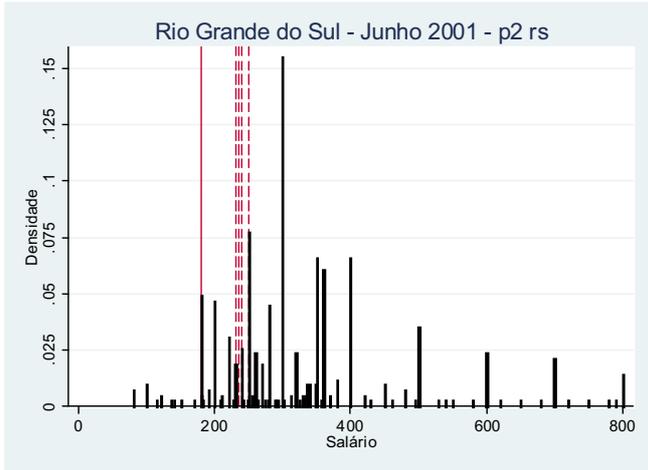


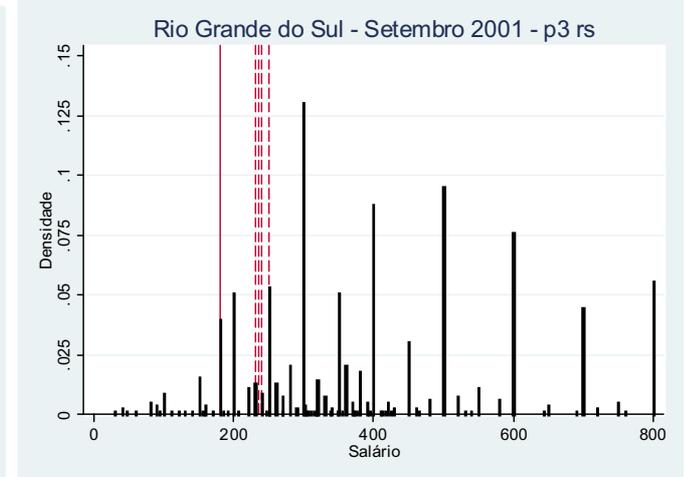
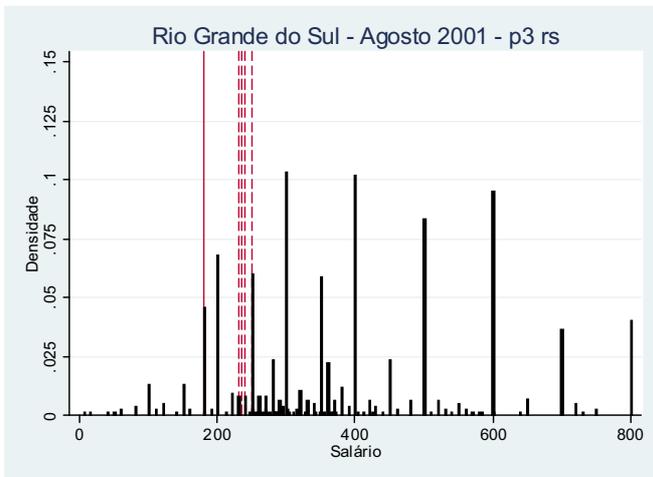
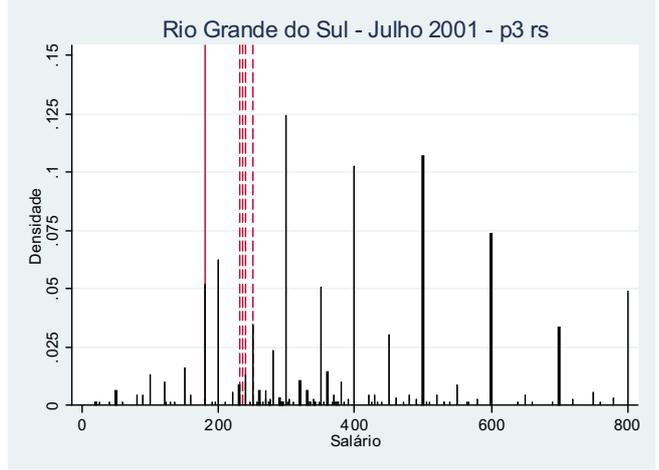
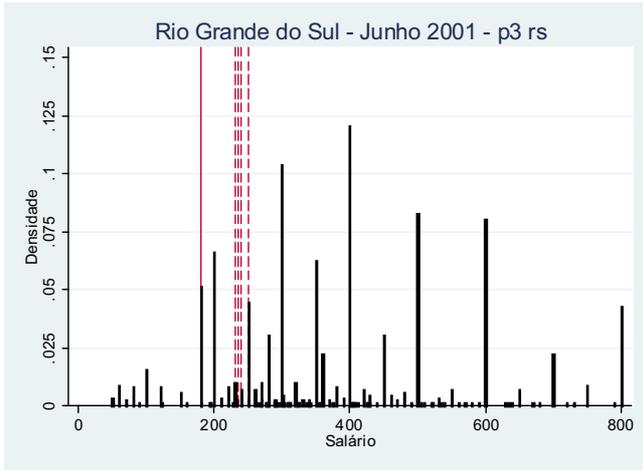


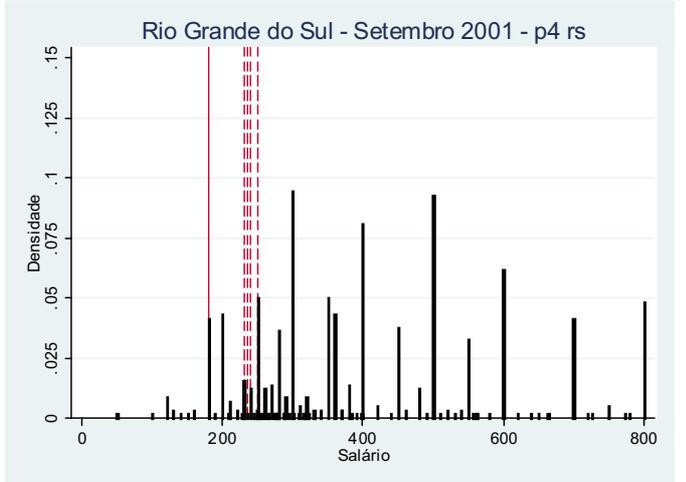
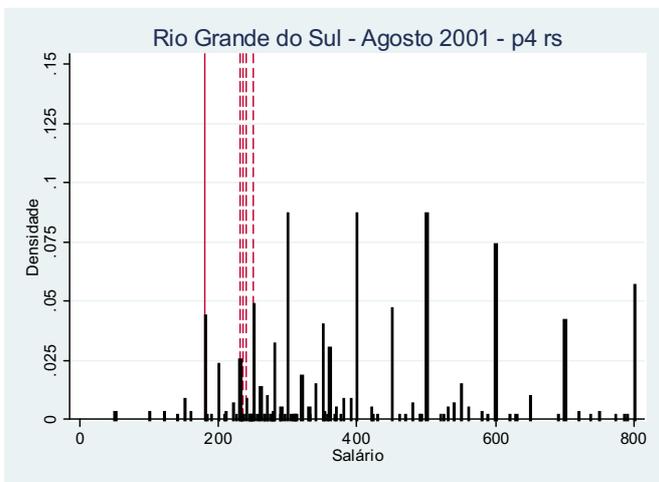
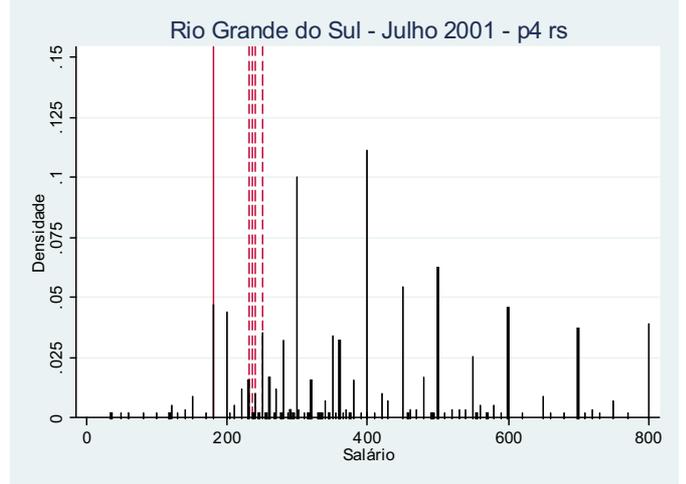
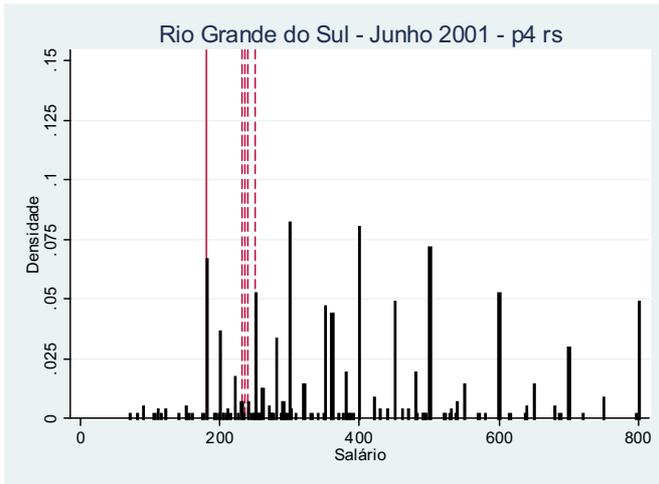


Painel A2. Distribuição dos rendimentos do RS das ocupações definidas na lei









# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)