



FUNDAÇÃO
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 625

ISSN 0104-8910

***Impactos da Nova Lei de Pisos Salariais
Estaduais***

Rodrigo Leandro de Moura, Marcelo Cortes Neri

Outubro de 2006

**Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões
neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação
Getulio Vargas.**

Impactos da Nova Lei de Pisos Salariais Estaduais

Rodrigo Leandro de Moura

EPGE/FGV

Marcelo Cortes Neri

Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV e EPGE/FGV

Resumo

Em 2000, o governo federal fixou uma lei que permitia as Unidades Federativas fixarem pisos salariais acima do salário mínimo, representando uma oportunidade privilegiada de avaliação dos seus impactos. A nova lei oferece uma fonte de variabilidade potencialmente exógena além de isolar os efeitos de mudanças do salário mínimo sobre a demanda de trabalho dos impactos fiscais exercidos no contexto brasileiro. Inicialmente, testamos a efetividade da lei, utilizando logits multinomiais aplicados a PNAD/IBGE a fim de calcular a probabilidade de acumulação de massa de salários abaixo, igual e acima dos pisos estaduais. Posteriormente, aplicamos regressões quantílicas para diferenças de salários e de ocupação antes e depois da aplicação da lei comparando grupos de tratamento e controle através de dados longitudinais da PME/IBGE. Os resultados demonstram uma baixa efetividade e um alto descumprimento da lei nos estados aonde foi aplicada.

JEL: J38,K31,C23,C25,C29

Palavras-Chaves: salário mínimo, legislação estadual, logit multinomial, regressão quantílica e estimador diferenças em diferenças.

1. Introdução

A fixação do salário mínimo (SM) é uma das questões de política pública mais debatidas no Brasil. Uma vez que se o aumento do SM for substantivo tenderá a ocorrer uma deterioração na quantidade e na qualidade do emprego, pois alguns postos de trabalho serão destruídos, enquanto em outros haverá uma migração para o setor informal do mercado de trabalho. Por outro lado, para alguns dos indivíduos que permanecem empregados, haverá um ganho de bem-estar, uma vez que seu salário é aumentado.

Mas, o que acontece se o aumento no SM for pequeno, porém acima do salário de equilíbrio de mercado? De um lado temos os modelos competitivos ou convencionais que apontam um resultado bastante claro: um aumento do SM efetivo reduz o nível de emprego da economia. Por outro lado, alguns modelos de monopsonio prevêm que um aumento pequeno do SM pode ter efeitos positivos, nulos ou negativos no nível de emprego (Albrecht e Axel 1984; Burdett e Mortensen 1989; Eckstein e Wolpin 1990).

As evidências empíricas são inconclusivas. Estudos de séries de tempo da década de 80 para os Estados Unidos (Brown et al. 1982; Brown 1988) estimam uma queda de 1-3% no nível de emprego dos adolescentes para cada 10% de aumento no SM. Newmark e Wascher (1992) encontram resultados similares para o mercado de adolescentes e jovens adultos, através de um estudo de dados de painel em leis de SM estaduais para os Estados Unidos. Bell (1997) estima um impacto de 2-12% para a Colômbia no período de 1981-87, e efeito nulo para o setor formal do México. Card e Krueger (1994) e Katz e Krueger (1992), no entanto, estimam que o aumento no SM teve um impacto positivo para o emprego de adolescentes na indústria de Fast-Food para New Jersey e Texas, respectivamente. Card (1992a e 1992b) analisa os efeitos do aumento do SM federal em abril de 1990 e do SM para o estado da Califórnia em Julho de 1988. Ambos os estudos não encontram evidências significativas de perda de emprego para adolescentes, tampouco no mercado de trabalho da indústria varejista.

Em 14 de julho de 2000 foi implantada uma lei que permite 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 Rio de Janeiro estabeleceu pisos salariais para 3 categorias de profissões que variavam de 220 reais 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. As limitações da antiga institucionalidade do SM se encaixam no clássico problema levantado por Haavelmo, de escassez de instrumentos em relação ao número de objetivos independentes de política econômica. Na verdade, a introdução do piso salarial representa uma oportunidade privilegiada de avaliação dos impactos do SM. Primeiro, por isolar os efeitos do SM que atuam pelas vias do mercado de trabalho daqueles operantes pelas vias fiscais. Na verdade, um princípio fundamental da nova institucionalidade do SM: permitir que o SM do mercado de trabalho privado, regulado pela CLT, seja fixado em níveis superiores aos pisos das transferências do setor público¹.

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 associados 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 (outras categorias profissionais no mesmo estado ou a mesma categoria profissional em outros estados) para isolar os efeitos do SM. A alta heterogeneidade espacial da efetividade do SM observada sugeria 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

¹ 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 mínimos, como a Holanda, possuem mínimos regionais; nos EUA é estadualizado, na França é setorializado e no Japão é regionalizado e setorializado.

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, 46%, permite estimação precisa dos efeitos obtidos no mercado de trabalho.

De toda forma, diversos estudos, alguns seminais como Card and Krueger (1992a,1993b,1994,1995) analisam os impactos dos pisos estaduais de salário em diversos estados dos EUA, tratando a intervenção como exógena.

Neste artigo, apresentamos inicialmente uma avaliação da efetividade da lei de pisos estaduais de salário. Numa análise descritiva preliminar surgere-se uma baixa concentração de rendimentos nos pisos estaduais, vis a vis, uma alta acumulação de massa no SM, das ocupações definidas nas legislações estaduais fluminenses e gaúchos, implicando também em algum nível de descumprimento da legislação. Assim, estimamos, a partir da PNAD, regressões de variável discreta categórica multinomial de rendimentos situados abaixo, igual e acima dos pisos. Encontramos, em alguns casos, um aumento da concentração de massa salarial igual ou acima do piso maior no grupo de tratamento em relação ao controle, mas ao longo dos anos analisados esta efetividade se torna mais fraca.

Em seguida, utilizamos dados de painel da PME de 2000 e 2001², para as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro/Porto Alegre e de São Paulo, analisando o diferencial salarial dos trabalhadores ocupados nos estados que adotaram a lei em relação a grupos de controles para efeitos de comparação. Estimamos regressões de média condicional e quantílicas a fim de verificar o efeito nos quantis de rendimentos que apropriadamente seriam mais afetados pela lei. Os resultados apontam também para baixa efetividade da lei, dado que o aumento salarial foi relativamente pequeno ou nulo em favor dos estados adotantes do piso.

Em seguida, comparamos as variações no emprego e 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, podendo ser um indicativo adicional para a possibilidade da lei não ser

² Ressaltamos que na época de análise destes impactos, tínhamos disponíveis os dados da PME somente de janeiro a julho de 2000 e do ano inteiro de 2001.

efetiva.

Ressaltamos que mudanças no SM e em particular nos pisos estaduais 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. Este resultado poderia ser direcionado aos gestores de política a fim de alterar a lei federal que permitiu os estados esta fixação, às leis estaduais ou ainda, impor uma maior fiscalização aos agentes privados.

O artigo está organizado da seguinte forma: a primeira seção descreve as legislações de pisos estaduais salariais incluindo União, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. A seguir descrevemos brevemente a base de dados e a amostra utilizada da população de interesse. A seção seguinte analisa a efetividade da lei, a partir dos dados da PNAD inicialmente, dividida em subseções das estatísticas descritivas e das regressões logits. Depois, lançamos mão também da PME na análise dinâmica. A seguir apresenta-se a seção da análise do impacto da lei sobre o nível de emprego utilizando também a PME. Por fim segue a conclusão.

2. 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 Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul medidos em termos da unidade da moeda nacional (R\$). As datas com mês e ano abreviados apresentados na tabela referem-se 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 etc, os quais referem-se aos grupos 1, 2, 3 do Rio de Janeiro, bem como p1rs, p2rs, p3rs e p4rs que referem-se aos grupos do Rio Grande do Sul.

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

SM federal		mai/99	abr/00	abr/01	abr/02	abr/03	mai/04
		136	151	180	200	240	260
				jan/01	jan/02	mai/03	mar/04
	I			220	240	265	290
	II			223	250	276	305
Rio de Janeiro	III			226	260	286	316
	IV				270	296	327
	V				280	306	338
	VI					316	349
				jul/01	mai/02	mai/03	jun/04
	I			230	260	312	338
	II			235	266	319.2	345.8
Rio Grande do Sul	III			240	272	326.4	353.6
	IV			250	283	339.6	367.9

3. Breve descrição dos dados

Na primeira parte da análise, utilizamos dados da PNAD, que, apesar de não seguir os mesmos indivíduos como faz a PME, abrange maiores características dos agentes que vão além de características do mercado de trabalho, incluindo, por exemplo, características mais detalhadas da educação. Obtivemos dados para os anos de 1999, 2001, 2002 e 2003, excetuando-se 2000 pois neste ano foi realizado o Censo que utiliza outra metodologia em sua pesquisa.

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/Rio Grande do Sul 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 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.

As análises foram feitas para a População Economicamente Ativa (PEA), que compreende o potencial de mão-de-obra para o mercado de trabalho. Além disso, para todas as estimativas, restringiu-se a amostra aos indivíduos que estavam em ocupações afetadas pela lei³, empregados, excluindo funcionários públicos municipais, contas-próprias, empregadores, trabalhadores na produção para o próprio consumo, trabalhadores na construção para o próprio uso, não remunerados e sem declaração, para os estados de tratamento e de controle.

4. Avaliação da efetividade da lei

Nesta seção avaliamos a efetividade da lei utilizando primeiramente dados da PNAD. Para isto, analisamos algumas estatísticas descritivas preliminares e também obtemos estimativas de regressões dos logits utilizando *cross section* empilhado dos anos de 1999 até 2003, comparados dois a dois. Somente nas regressões quantílicas dinâmicas, lançamos mão também da PME. A PNAD não foi utilizada na análise quantílica, pois a mesma não é um painel rotativo, e necessitávamos seguir o mesmo indivíduo⁴.

³ Poder-se-ia argumentar que uma análise *cross section* empilhado nos dados da PNAD seria factível. Mas a distribuição salarial no período base é diferente do período pós. E estaríamos misturando os rendimentos na análise quantílica. Ou seja, as estimativas de quantis mais baixos estariam propensos a pegar rendimentos do período base (que tem rendimentos mais baixos que o período final em termos reais) enquanto os quantis mais elevados teriam uma probabilidade maior de pegar rendimentos do período final (que tem rendimentos mais elevados que o período base em termos reais). Isso levaria a estimativas imprecisas.

⁴ Poder-se-ia argumentar que uma análise *cross section* empilhado nos dados da PNAD seria factível. Mas a distribuição salarial no período base é diferente do período pós. E estaríamos misturando os rendimentos na análise quantílica. Ou seja, as estimativas de quantis mais baixos estariam propensos a pegar rendimentos do

Assim, os resultados dos logits foram apresentados para Rio de Janeiro/Rio Grande do Sul comparado aos três estados selecionados, segundo descrito na próxima seção. Para as regressões quantílicas dinâmicas, foram estimadas regressões comparativas somente a São Paulo pois Santa Catarina (SC) não é incorporada na PME, e Paraná (PR) somente estava disponível a partir do ano de 2001. 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 em seção posterior. Por isso estimamos somente em relação a São Paulo.

4.1 Estratégia Empírica

A estratégia de identificação da efetividade da lei consiste em dois aspectos: (i) se nas ocupações definidas pelas leis estaduais do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul houve um aumento (redução) da probabilidade de concentração de massa nos pisos estaduais maior comparativamente aos grupos de controle; (ii) e se houve um diferencial salarial⁵ maior no grupo de tratamento em relação ao controle, de um ano para outro. Em função disso, adotou-se estados que tivessem distribuições salariais semelhantes antes da lei ser implementada, em 1999, e também nos anos seguintes nos quais os estados atualizavam os valores dos pisos. No cenário hipotético da lei ser efetiva, esperar-se-ia um 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 Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul.

período base (que tem rendimentos mais baixos que o período final em termos reais) enquanto os quantis mais elevados teriam uma probabilidade maior de pegar rendimentos do período final (que tem rendimentos mais elevados que o período base em termos reais). Isso levaria a estimativas imprecisas.

⁵ Define-se diferencial salarial, como a diferença entre o rendimento da pessoa e o SM. Ou seja, o quanto a renda está acima (ou abaixo) do SM.

4.1.1 Estatísticas descritivas

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, utilizando os dados da PNAD e PME, definida como:

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

onde, $\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$ é o estimador de kernel de densidade⁶. Utilizamos a "regra prática" de Silverman (1986), baseada no desvio padrão e na razão interquantílica⁷, para a escolha da janela h:

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

onde, σ_x é o desvio padrão amostral e R_x é a razão interquantílica. Assim, estimamos $f(x)$ para Rio de Janeiro/Rio Grande do Sul e $g(x)$ para diversos estados, 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 São Paulo (SP), Santa Catarina (SC) e Paraná (PR) são estados que se aproximam do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul em termos de rendimentos, apresentando uma distância razoavelmente pequena em todos anos, principalmente em 1999, período anterior à vigência da lei. Tanto para o Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, esta diferença manteve-se estável ou reduziu-se para estes estados no primeiro ano de implantação da lei, mas para os anos subseqüentes apenas em relação a São Paulo a distância foi se reduzindo (de 0.17 para 0.09 para ocupações do RJ).

⁶ Utilizamos 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.

⁷ 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.

Este fato pode ser um indicativo de que a lei foi mais efetiva no seu primeiro ano. Assim, segundo a tabela 2, referente ao uso da PNAD, utilizamos para as regressões logits multinomiais os estados de São Paulo, Santa Catarina e Paraná, como grupo de referência⁸. Em relação à PME, ressaltamos, como mencionado no início da seção, que outros estados possíveis que são abrangidos em 2000 e 2001 (Pernambuco, Bahia, Minas Gerais) não se apresentam como bons controles, visto as medidas de Kullback-Leibler relativamente altas⁹ para serem comparados com Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. Assim, na análise quantílica utilizamos apenas São Paulo como referência.

Tabela 2. Distâncias de informação de Kullback-Leibler¹⁰

Ocupações do Rio de Janeiro - PNAD						Ocupações do Rio Grande do Sul - PNAD					
Estado	1999	2001	2002	2003	Média	Estado	1999	2001	2002	2003	Média
Pará	0.67	0.47	0.69	0.48	0.58	Pará	0.48	0.43	0.49	0.54	0.48
Ceará	1.20	1.36	1.33	1.38	1.32	Ceará	0.79	0.95	0.85	1.05	0.91
Pernambuco	0.75	0.93	1.02	1.01	0.93	Pernambuco	0.61	0.63	0.71	0.84	0.70
Bahia	1.36	1.37	1.53	1.54	1.45	Bahia	1.02	0.91	0.92	1.07	0.98
Minas Gerais	0.50	0.50	0.72	0.49	0.55	Minas Gerais	0.26	0.29	0.30	0.36	0.30
Espírito Santo	0.40	0.40	0.59	0.39	0.45	Espírito Santo	0.17	0.24	0.27	0.31	0.25
São Paulo	0.17	0.13	0.11	0.09	0.13	São Paulo	0.21	0.18	0.11	0.07	0.14
Paraná	0.16	0.15	0.19	0.22	0.18	Paraná	0.04	0.05	0.07	0.06	0.05
Santa Catarina	0.11	0.09	0.10	0.11	0.10	Santa Catarina	0.12	0.10	0.10	0.04	0.09
Mato Grosso do Sul	0.27	0.24	0.28	0.18	0.25	Mato Grosso do Sul	0.10	0.11	0.13	0.11	0.11
Mato Grosso	0.19	0.09	0.17	0.10	0.14	Mato Grosso	0.10	0.09	0.17	0.10	0.11
Goiás	0.41	0.32	0.37	0.25	0.34	Goiás	0.20	0.20	0.21	0.19	0.20

Nota: Fonte: Microdados da PNAD. As áreas sombreadas referem-se às distâncias menores ou iguais que 0.2.

⁸ Nota-se da tabela 2 (PNAD) que Mato Grosso (MT), apresenta distâncias relativamente pequenas, tanto em relação ao RJ como ao RS. Mas por características geográficas e econômicas não adotamos MT.

⁹ Nota-se da tabela 2, referente ao uso da PME, que Minas Gerais apresenta medidas razoáveis, mas maiores que 0.2, para as ocupações do RS. Assim, utilizamos apenas São Paulo nas estimativas envolvendo a PME..

¹⁰ Estimamos as densidades pelo método de kernel, em um grid de números definidos sequencialmente de 1 a 1000, espaçados em intervalos de 1. Assim, desconsideramos os estados que tinham menos de 1000 observações. Essa exclusão foi feita porque em métodos não-paramétricas não se é apropriado realizar estimativas com amostras pequenas, devendo ter um número de observações bem acima de estimativas paramétricas e semi-paramétricas, dado que a velocidade da assintótica é bem menor para a primeira, podendo gerar resultados imprecisos.

Ocupações do Rio de Janeiro - PME

data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais
janeiro/2000	0.09	0.43	0.31	0.06
fevereiro/2000	0.10	0.37	0.37	0.10
março/2000	0.08	0.40	0.42	0.10
abril/2000	0.06	0.41	0.38	0.12
maio/2000	0.05	0.56	0.42	0.15
junho/2000	0.06	0.46	0.41	0.14
julho/2000	0.08	0.56	0.39	0.11
janeiro/2001	0.07	0.48	0.37	0.09
fevereiro/2001	0.05	0.46	0.39	0.12
março/2001	0.05	0.42	0.39	0.11
abril/2001	0.05	0.41	0.35	0.12
maio/2001	0.03	0.45	0.34	0.15
junho/2001	0.04	0.54	0.37	0.12
julho/2001	0.03	0.53	0.40	0.13
agosto/2001	0.06	0.60	0.40	0.14
setembro/2001	0.03	0.66	0.39	0.18
outubro/2001	0.04	0.63	0.47	0.18
novembro/2001	0.04	0.46	0.35	0.12
dezembro/2001	0.05	0.44	0.45	0.14
Média	0.06	0.49	0.39	0.13

Ocupações do Rio Grande do Sul - PME

data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais
janeiro/2000	0.08	0.45	0.33	0.13
fevereiro/2000	0.04	0.47	0.46	0.24
março/2000	0.08	0.48	0.51	0.25
abril/2000	0.07	0.41	0.41	0.22
maio/2000	0.05	0.51	0.39	0.24
junho/2000	0.06	0.45	0.40	0.24
julho/2000	0.06	0.54	0.37	0.24
janeiro/2001	0.08	0.41	0.33	0.14
fevereiro/2001	0.04	0.52	0.45	0.28
março/2001	0.05	0.43	0.41	0.23
abril/2001	0.05	0.44	0.41	0.24
maio/2001	0.03	0.34	0.25	0.22
junho/2001	0.06	0.46	0.32	0.20
julho/2001	0.06	0.51	0.38	0.22
agosto/2001	0.07	0.60	0.44	0.31
setembro/2001	0.05	0.57	0.33	0.27
outubro/2001	0.06	0.53	0.40	0.21
novembro/2001	0.04	0.46	0.35	0.26
dezembro/2001	0.05	0.41	0.43	0.23
Média	0.06	0.47	0.39	0.23

Nota: Fonte: Microdados da PME. As áreas sombreadas referem-se às distâncias menores ou iguais que 0.2.

Por fim, destacamos também a importância da participação das ocupações, definidas na lei, no universo de ocupados. Da tabela abaixo, observamos que em torno de 20% a 30% dos trabalhadores no Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, respectivamente, são referentes a profissões definidas nas legislações estaduais. Assim, o potencial impacto na lei tenderia a afetar significativamente a distribuição salarial.

Tabela 3..Porcentagem de trabalhadores em relação ao universo total de ocupados

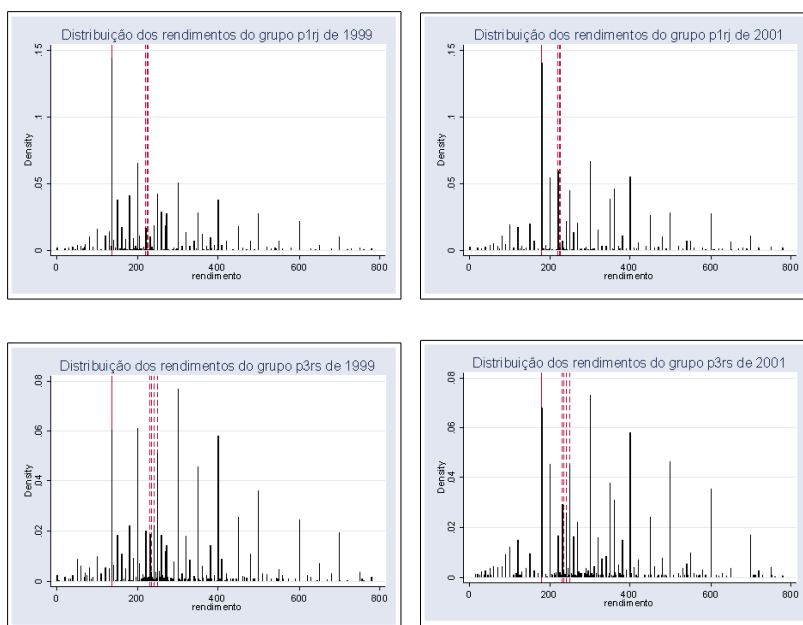
grupo de ocupações	RJ				grupo de ocupações	RS			
	1999	2001	2002	2003		1999	2001	2002	2003
p1rj	17.48%	14.87%	7.95%	0.55%	p1rs	10.78%	8.25%	8.04%	7.77%
p2rj	3.04%	2.60%	6.98%	7.45%	p2rs	6.26%	5.57%	5.86%	5.78%
p3rj	1.84%	1.47%	2.00%	7.21%	p3rs	11.61%	9.99%	7.69%	8.01%
p4rj			3.22%	2.02%	p4rs	4.55%	3.48%	5.24%	5.47%
p5rj			2.20%	3.44%					
p6rj				2.52%					
total	22.36%	18.94%	22.35%	23.19%	total	33.20%	27.29%	26.83%	27.03%

Poder-se-ia testar se a lei é efetiva pela análise das distribuições salariais das ocupações definidas na lei. A título de exemplificação, abaixo segue a distribuição das ocupações dos grupos p1rj e p3rs¹¹ antes da implantação da lei e no primeiro ano de exercício da mesma¹². Se a lei fosse efetiva, esperar-se-ia a criação de novos pontos de pressão nos pisos recém

¹¹ Estas categoriais profissionais são as maiores do RJ e RS, respectivamente, segundo a tabela 3.

¹² A tabela 4 a seguir resume a distribuição dos rendimentos para todas ocupações em todos anos em faixas de valores. Os demais histogramas estão no Apêndice. Os histogramas dos grupos de controle podem ser obtidos através de requisição aos autores.

definidos. De fato quando consideramos a categoria 1 das ocupações da lei do Rio de Janeiro (p1rj) composta de empregados domésticos, de limpeza, turismo, comerciários, entre outros, a concentração de massa salarial em 1999 no nível do piso era de 1.54% passando a 5.69% em 2001, logo após a promulgação da lei no estado e 7.46% em 2002 (tabela 3). A distribuição dos rendimentos de p1rj revela um aumento dos pontos de pressão nos pisos salariais definidos na lei (linhas tracejadas do gráfico). Mas deve-se notar que existe uma grande concentração de massa salarial no SM federal (linha sólida) mesmo após da implantação da lei. No entanto, apesar de se observar este ponto de acumulação de massa grande 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) (Card e Krueger, 1995). Nota-se assim, um aumento grande da freqüência para a 1ª categoria ocupacional do Rio de Janeiro (menor linha tracejada) e um aumento razoável para o Rio Grande do Sul.



Nota: A linha sólida refere-se ao salário mínimo e as linhas tracejadas aos pisos estaduais fixados em 2001.

As distribuições dos rendimentos para as outras classes e anos, mostram em alguns

casos, que houve um aumento dos pontos de pressão nos pisos salariais definidos na lei (linhas tracejadas). Da tabela abaixo, esperaríamos que a efetividade do SM fosse maior para as ocupações reguladas pela lei, mas as evidências inicialmente apontam para um nível grande de descumprimento da mesma. Nota-se que, para rendimentos com valores quebrados, em todos anos, tanto para Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, uma frequência relativamente baixa nas diversas categorias profissionais dos pisos estaduais, apontando para uma forte evidência de não efetividade da lei.

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, quando, por exemplo, para as ocupações p2rj e p3rj o piso passa, de 2001 para 2002, de um valor quebrado para um rendimento redondo. Assim, a porcentagem aumenta consideravelmente (principalmente para p2rj, elevando-se de 0.16% para 5.23%, para $w=\text{piso}$). O efeito contrário (de "número quebrado") também ocorre, sendo bem destacado no Rio Grande do Sul, em que, por exemplo, de 2001 para 2002, os pisos se tornaram números quebrados, com exceção de p1rs, e assim, as porcentagens se reduziram. O primeiro efeito é um fator mais problemático, para isolar o real efeito da lei. Por isso, usamos grupos de controle nas regressões, controlando-se para diversas características, afim de averiguar a efetividade da lei. O segundo efeito pode ser interessante, visto que ele evidencia mais o real impacto da lei. Nota-se, em 2003 para o Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul que a lei é realmente pouco efetiva, quando avaliamos a porcentagem dos rendimentos igual ao piso.

Um cuidado na análise da tabela abaixo deve ser levado em consideração para a faixa salarial entre o SM e o piso. De 1999 para 2001, o piso estadual permaneceu fixo, visto que a lei fixou o valor para o último ano em ambos os estados. Nada mais natural que a porcentagem dos rendimentos entre o SM e o piso caia, visto que o intervalo, $sm < w < \text{piso}$, se reduziu (dado que o SM subiu); e os rendimentos tendem a se elevar, em um intervalo de dois anos¹³. Na análise desta linha da tabela ($sm < w < \text{piso}$), não existe um padrão pré-estabelecido de 2001 em diante. Para o RJ, a análise estatística univariada é um pouco mais

¹³ A porcentagem só subiria, se uma frequência menor de pessoas tivesse seus rendimentos elevados acima do piso, ou reduzido abaixo do novo SM, fato não observado. A mesma lógica vale para a faixa de rendimentos

complicada, visto que os grupos ocupacionais são redivididos a cada ano. Para o Rio Grande do Sul, com exceção do quarto grupo, os demais apresentaram uma trajetória monotonicamente crescente das porcentagens. Isso pode ser algum indicio de efeito-onda, que será averiguado.

No que tange aos rendimentos acima do piso, observa-se que houve, no geral, uma queda da porcentagem, indicando uma baixa propensão da lei ter gerado impactos, em termos de "efeito-onda", para a distribuição salarial acima do piso.

Tabela 3. Frequência dos rendimentos com pontos críticos no SM e nos pisos (em %) e valor dos pisos estaduais de cada categoria¹⁴

RJ	1999	2001	2002	2003	RS	1999	2001	2002	2003
p1rj	220*	220	240	265	p1rs	230*	230	260	312
w<sm	8.04	11.09	13.75	19.17	w<sm	17.1	24.17	21.54	26.2
w=sm	14.84	13.81	18.97	40	w=sm	16.34	15.08	16.38	14.75
sm<w<piso	23.51	7.41	7.24	3.33	sm<w<piso	25.84	8.99	10.58	13.94
w=piso	1.54	5.69	7.46	0	w=piso	0.76	3.67	3.05	2.16
w>piso	52.07	62	52.58	37.5	w>piso	39.96	48.09	48.45	42.95
p2rj	223*	223	250	276	p2rs	235*	235	266	319.2
w<sm	6.54	10.03	3.81	16.77	w<sm	3.73	4.72	3.95	5.63
w=sm	6.88	7.24	9.17	24.27	w=sm	4.67	4.34	5.46	5.92
sm<w<piso	21.51	12.34	8.78	4.04	sm<w<piso	27.36	10.74	10.99	14.22
w=piso	0	0.16	5.23	0.44	w=piso	0.09	0.61	0.07	1.88
w>piso	65.07	70.23	73.01	54.48	w>piso	64.15	79.59	79.53	72.35
p3rj	226*	226	260	286	p3rs	240*	240	272	326.4
w<sm	2.31	4.14	7.78	4.46	w<sm	5.15	7.21	7.38	6.27
w=sm	1.16	3.55	8.89	13.5	w=sm	4.8	5.64	6.17	7.27
sm<w<piso	8.96	2.96	11.56	8.58	sm<w<piso	19.89	9.59	10.22	13.17
w=piso	0	0	0.67	0.13	w=piso	1.82	2.21	0.05	0.16
w>piso	87.57	89.35	71.1	73.33	w>piso	68.34	75.35	76.18	73.13
p4rj	-	-	270	296	p4rs	250*	250	283	339.6
w<sm	-	-	3.21	11.98	w<sm	1.16	2.07	2.49	2.77
w=sm	-	-	6.14	9.91	w=sm	2.32	1.82	2.33	3
sm<w<piso	-	-	7.39	8.06	sm<w<piso	12.52	5.35	7	6.76
w=piso	-	-	0.84	0	w=piso	2.97	2.31	0	0.69
w>piso	-	-	82.42	70.05	w>piso	81.03	88.45	88.18	86.78
p5rj	-	-	280	306					
w<sm	-	-	1.27	5.27					
w=sm	-	-	2.75	8.46					
sm<w<piso	-	-	4.86	10.68					
w=piso	-	-	0.21	0					
w>piso	-	-	90.91	75.59					
p6rj	-	-	-	316					
w<sm	-	-	-	2.36					
w=sm	-	-	-	2.16					
sm<w<piso	-	-	-	6.88					
w=piso	-	-	-	0					
w>piso	-	-	-	88.6					

Nota: (*) Valor do piso referente ao ano de 2001. w= rendimento, sm=salário mínimo, piso= piso estadual da referida categoria

estritamente acima do piso.

¹⁴Os pontos de pressão para 2003, no RS, foram permitidos variar em um pequeno intervalo. Por exemplo, indivíduos da categoria 2 que tivessem acumulado seus salários no piso estadual, deveriam receber 319.2. Mas devido a problemas inerentes à base de dados (PNAD) que não incorpora as casas decimais, consideramos ponto de pressão todos rendimentos desta categoria que variassem entre 319 e 320. Para a categoria 3 o intervalo foi entre 326 e 327, e para a categoria 4 foi entre 339 e 340. Isso gera um problema de erro de medida, o qual procuramos minimizar definindo um intervalo mínimo dentro do qual pudéssemos capturar as rendas sujeitas ao piso estadual.

No Apêndice estão também contidas as tabelas das frequências e das distribuições salariais para os grupos de controle. Nota-se que os grupos de controle apresentam 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, nos grupos de controle, se devem muito mais aos números redondos dos pisos, mas mesmo nestes casos apresentando uma frequência menor do que os estados de tratamento. Para rendimentos entre o SM e o piso dos dois estados, os controles também tendem a aumentar seu percentual, enquanto para rendimentos acima do piso, a frequência de rendimentos tende a cair.

4.2 Logits multinomiais

Nesta seção apresentamos o modelo logit multinomial que estimamos por máxima verossimilhança¹⁵. O modelo é definido como:

$$\Pr(\text{ponto}_k = j | x) = \frac{\exp(x\beta_{jk})}{\left[1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right]}, k = \overline{1,2}, j = 1,2 \quad (2)$$

em que, "ponto" é a variável de ponto de acumulação. São dois os tipos de regressões utilizadas¹⁶:

$$\text{ponto}_1 = \begin{cases} 0, & \text{se rendimento} < \text{que um dos pisos estaduais e morando no RJ(RS)} \\ 1, & \text{se rendimento} = \text{um dos pisos estaduais e morando no RJ(RS)} \\ 2, & \text{se rendimento} > \text{que um dos pisos estaduais e morando no RJ(RS)} \end{cases}$$

$$\text{ponto}_2 = \begin{cases} 0, & \text{se rendimento} < \text{piso estadual da categoria } \mathbf{que\ pertença} \\ 1, & \text{se rendimento} = \text{piso estadual da categoria } \mathbf{que\ pertença} \\ 2, & \text{se rendimento} > \text{piso estadual da categoria } \mathbf{que\ pertença} \end{cases}$$

O vetor β_j é o conjunto de parâmetros para $j = 0$ (rendimento abaixo do piso) e $j = 1$ (rendimento igual ao piso). Como as probabilidades devem somar um, devemos ter:

¹⁵ O método de maximização da função de verossimilhança utilizado é o do Newton-Raphson.

¹⁶ Para a regressão envolvendo a variável dependente ponto_1 , foram rodadas regressões separadamente para cada grupo ocupacional (grupo de tratamento) do RJ ($p1rj, p2rj, p3rj$) e do RS ($p1rs, p2rs, p3rs, p4rs$), comparando como controle as ocupações não definidas na lei.

$$P(\text{ponto}_k = 2 | x) = \frac{1}{\left[1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk}) \right]}, k = 1, 2$$

Deve-se ressaltar que a interpretação da magnitude dos parâmetros estimados deste modelo não é direta¹⁷. Além disso, através da razão das probabilidades em relação à base temos:

$$\frac{P(\text{ponto}_k = j | x)}{P(\text{ponto}_k = 2 | x)} = \exp(x\beta_{jk}), k = 1, 2, j = 0, 1$$

ou ainda:

$$\log[P(\text{ponto}_k = j | x) / P(\text{ponto}_k = 2 | x)] = x\beta_{jk}$$

Ou seja, temos uma interpretação mais direta de uma variação de uma unidade em x, que mostra o quanto varia o log da razão das probabilidades (log-odds), através do parâmetro estimado. Assim, é suficiente, na nossa análise, saber o sinal de β_j , na análise das regressões.

Além disso, x é o vetor dos controles igual a (*tratamento_k*, *ano*, *ano*tratamento_k*, características dos indivíduos e variável dummy para informalidade); e β o vetor dos parâmetros. As variáveis de tratamento serão:

$$\text{tratamento}_1 = \begin{cases} 1, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias da lei e morando no RJ (RS)} \\ 0, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias fora da lei e morando no RJ (RS)} \end{cases}$$

$$\text{tratamento}_2 = \begin{cases} 1, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias da lei e morando no RJ (RS)} \\ 0, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias da lei e morando em outro(s) estado (s)} \end{cases}$$

A primeira variável de tratamento, será utilizada no conjunto de regressões da equação (2) que utiliza a variável dependente *ponto₁*, ou seja, nos logits multinomiais que comparam as ocupações dentro e fora da lei, para indivíduos que moram no próprio Rio de Janeiro ou Rio Grande do Sul. Ou seja, o grupo de controle são os indivíduos que trabalham em profissões não contempladas pela lei, mas que moram nestes estados. O segundo tipo de

¹⁷Simplificando a notação da probabilidade de resposta como:

$$p_{jk}(x, \beta_k) = P(\text{ponto}_k = j | x)$$

$$p_{0k}(x, \beta_k) = P(\text{ponto}_k = 2 | x)$$

O efeito marginal decorrente de uma mudança em uma variável controle contínua é :

regressão utiliza $ponto_2$, conjuntamente com $tratamento_2$, quando se compara Rio de Janeiro/Rio Grande do Sul com um outro estado de controle (São Paulo, Santa Catarina e Paraná) e também com todas as outras Unidades Federativas (UFs). Estas duas variáveis capturam exatamente os indivíduos das ocupações da lei (do Rio de Janeiro/Rio Grande do Sul) que recebem abaixo, exatamente igual ou acima do piso referente à sua classe determinada pela legislação estadual.

4.2.1 Resultados

Os resultados dos logits são apresentados nas tabelas abaixo. A título de exemplificação, tomando a primeira tabela, do ano 1999-2001, para o grupo p1 (dentro do Rio de Janeiro), comparando o grupo abaixo do piso com o grupo base, o coeficiente tratamento (0.9436067), indica que no grupo de tratamento há uma probabilidade maior do rendimento estar abaixo do piso em relação a probabilidade de estar acima do piso, comparativamente ao grupo de controle. O coeficiente ano (-0.3424226), significa que, de 1999 para 2001, houve uma redução na razão da probabilidade abaixo em relação à probabilidade acima do piso, ou seja, isso era esperado. Como os rendimentos subiram e o piso permaneceu fixo, é de se esperar que haja uma passagem de concentração de rendimentos de abaixo para acima do piso. Já o terceiro coeficiente ano*tratamento (-0.3149429), evidencia-se que no grupo de tratamento de 1999 para 2001 houve um aumento (redução) menor (maior) na razão da probabilidade do rendimento estar abaixo em relação à probabilidade do rendimento estar acima do piso, comparativamente ao controle. Isso indica para uma efetividade da lei em deslocar a distribuição salarial para acima do piso nos estados adotantes. No entanto, para este grupo de comparação, observa-se a não-significância da dummy de interação em alguns casos. Para o Rio de Janeiro, reduz-se a quantidade de dummies de interação significativas após o primeiro ano de implantação da lei. Assim, há indícios de que a lei não gera impacto de efeito-onda no Rio de Janeiro, inversamente do que ocorre no Rio Grande do Sul, após o primeiro ano de implementação. Mas ressalta-se que, para o Rio Grande do Sul, nos dois últimos anos comparativos, apresentam-se todos sinais negativos e

$$\frac{\partial p_j(x, \beta_k)}{\partial x_i} = p_j(x, \beta_k) \left\{ \beta_{jik} - \frac{(1 + \sum_{h=1}^J \beta_{hik} \exp(x\beta_{hk}))}{(1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk}))} \right\}, \text{ para } k = 1, 2$$

significativos, podendo ter sido ocasionados devido a problemas inerentes ao erro de medida já mencionado em nota de rodapé anterior¹⁸.

Quando se compara o grupo igual ao piso com o grupo base, observa-se que a variável dummy de interação tende a ser positiva ou estatisticamente nula para os dois estados de tratamento. Ou seja, no Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, de 1999 para 2001, houve um aumento (redução) maior (menor) na razão da probabilidade do rendimento ser igual ao piso em relação à probabilidade do rendimento estar acima do piso. A dummy positiva é um indício de efetividade da lei, mas notamos ainda uma quantidade grande de dummies não significativas, o que nos leva a uma investigação adicional sobre toda distribuição salarial¹⁹.

¹⁸ Esse problema de erro de medida será contornado, quando lançamos mão de regressões quantílicas que analisa toda distribuição salarial.

¹⁹ Estimamos também um logit binomial em relação à acumulação de massa no SM. E observamos que há um aumento (queda) maior (menor) da probabilidade do rendimento ser igual ao SM para o grupo de tratamento em relação ao de controle, enquanto esperaríamos o contrário, caso a lei fosse efetiva e não apresentasse um nível de descumprimento alto. Mas quando comparamos com todos outros estados, observamos um efeito negativo. Quando comparamos dentro dos estados, o efeito é ambíguo. Assim, a alta concentração de massa dos rendimentos no salário mínimo, ajustado pelos controles, é um indício adicional de descumprimento da lei. Estes resultados podem ser obtidos através de requisição aos autores.

Tabela 5. Estimativas dos logits para RJ e RS com ponto de acumulação nos pisos estaduais²⁰

1999-2001										
RJ	dentro do RJ			RJ-SP	RJ-SC	RJ-PR	RJ-Ufs	RJ-Ufs		
abaixo do piso	p1	p2	p3							
ano*tratamento	*-0.3149429	-0.2352258	0.1818744	*-0.4266991	-0.0542382	*-0.3146813	*-0.2979978	0.0334917		
ano	*-0.3424226	*-0.2319014	*-0.249847	*-0.1831196	*-0.5454039	*-0.2933644	*-0.342502	*-0.3186003		
tratamento	*0.9436067	*0.1489805	-0.6633885	*0.8698613	*0.2655063	-0.0875474	*-0.363536	*-0.5823685		
igual ao piso										
ano*tratamento	0.2561448	-	-	*1.250053	0.6611576	*1.199062	*0.9892406	-		
ano	*0.8261809	-	-	-0.1177187	0.472735	-0.0658797	*0.145523	-		
tratamento	*0.6584054	-	-	*0.6988017	*0.9271404	-0.0506838	0.120983	-		
2001-2002										
RJ	dentro do RJ				RJ-SP	RJ-SC	RJ-PR	RJ-Ufs		
abaixo do piso	p1	p2	p3	p4	p5					
ano*tratamento	0.0754379	0.1857701	-0.2425772	0.0627421	-0.3271303	**0.1248245	-0.0722974	-0.0802938	*-0.23016	
ano	*-0.4378232	*-0.354815	*-0.283579	*-0.3077041	*-0.3568643	*-0.292615	*-0.3340906	*-0.3360897	*-0.1939196	
tratamento	*0.8410283	**0.2056602	*-0.3515109	*-0.6566012	*-0.5496841	*0.626014	*0.2136248	*-0.2963275	*-0.5253513	
igual ao piso										
ano*tratamento	*0.5959341	*0.6422314	-0.1764628	*1.502913	-1.625463	*0.7830718	*0.9149115	*0.9239998	*0.6231768	
ano	*0.4361319	-0.1428168	**0.3436664	*-1.233879	-0.0044242	-0.0643955	*-0.1769248	-0.194034	*0.0905755	
tratamento	*0.4428263	-0.1808345	-0.2688742	**0.1085994	**0.7021992	*0.3003906	**0.1095485	*-0.4673822	**0.1966414	
2002-2003										
RJ	dentro do RJ					RJ-SP	RJ-SC	RJ-PR	RJ-Ufs	
abaixo do piso	p1	p2	p3	p4	p5	p6				
ano*tratamento	**0.6068456	-0.0176863	**0.1838736	0.2652336	0.1453568	0.1642883	0.0053996	0.0817019	*0.203558	0.0334917
ano	*-0.2896812	*-0.2807317	*-0.1865129	*-0.2360349	*-0.3016643	*-0.2979882	*-0.2763092	*-0.3501153	*-0.4739455	*-0.3186003
tratamento	*1.731446	*0.7215846	*0.1942735	*-0.5832933	*-0.4571819	*-0.8916838	*0.5630585	*0.1840857	*-0.3475302	*-0.5823685
igual ao piso										
ano*tratamento	1.613378	-	-	0.0757545	-0.3032041	*-0.25777	-	-	-	-
ano	-1.216194	-	-	0.1096117	0.3448193	*0.11643	-	-	-	-
tratamento	*-26.5246	-	-	*-27.24092	*-31.43171	*-8.429151	-	-	-	-

1999-2001								
RS	dentro do RS				RS-SP	RS-SC	RS-PR	RS-Ufs
abaixo do piso	p1	p2	p3	p4				
ano*tratamento	-0.1126323	*-0.5666995	-0.066321	**0.335918	*-0.4125651	-0.1250712	*-0.3109599	*-0.2921799
ano	*-0.4707053	*-0.3864936	*-0.4022475	*-0.3949319	*-0.2117558	*-0.5019604	*-0.3196486	*-0.3235314
tratamento	*0.9528837	*0.4421385	*0.2526492	*-0.3188037	*0.927677	*0.4205761	0.0689291	*-0.1655955
igual ao piso								
ano*tratamento	0.4840267	1.187132	0.51581	-0.1061256	*0.8286663	*0.8404498	*0.7664242	*0.7921167
ano	*0.8595415	0.3505984	-0.4550364	-0.2868893	-0.2239416	-0.2206089	-0.1428495	*-0.1863766
tratamento	**0.8127728	-0.7473848	0.2344248	-0.1573434	*0.5292174	0.1334663	0.0215266	-0.0420461
2001-2002								
RS	dentro do RS				RS-SP	RS-SC	RS-PR	RS-Ufs
abaixo do piso	p1	p2	p3	p4				
ano*tratamento	-0.0922801	-0.1186082	-0.1169212	*0.365754	*-0.2040347	-0.1107736	*-0.2281807	*-0.2452648
ano	*-0.3583418	*-0.3628419	*-0.3925978	*-0.348315	*-0.2290147	*-0.3301986	*-0.2098888	*-0.1901483
tratamento	*0.8717952	0.0988295	*0.2851619	*-0.537649	*0.6829657	*0.3390423	*-0.1098511	*-0.2894694
igual ao piso								
ano*tratamento	0.1923612	0.0337062	*-0.45775	-	*0.9317429	*1.706246	0.7038697	*0.9212103
ano	**0.7680907	-0.1652734	*19.35831	-	-0.0626548	**0.8380191	0.162737	-0.0677668
tratamento	*0.9797275	-0.0590139	*19.57929	-	**0.4781363	-0.4301405	0.0737296	0.0602716
2002-2003								
RS	dentro do RS				RS-SP	RS-SC	RS-PR	RS-Ufs
abaixo do piso	p1	p2	p3	p4				
ano*tratamento	-0.1662541	*-0.3611896	*-0.27145	*-0.2968416	*-0.3346017	*-0.3227547	*-0.1954922	*-0.3006556
ano	*-0.3758956	*-0.3653498	*-0.3641774	*-0.3530855	*-0.2974367	*-0.300258	*-0.434634	*-0.3192567
tratamento	*0.6870155	0.0908468	*0.1931064	*-0.2565192	*-0.6283556	*0.3217064	*-0.2095266	*-0.2864017
igual ao piso								
ano*tratamento	-	-0.2307622	0.2618297	0.6561334	*1.107863	**0.9225924	**0.1985493	0.1750328
ano	-	-0.2363357	-0.1526266	0.1995306	**0.5798359	-0.4007006	*2.506648	*0.3592499
tratamento	-	0.2057282	0.2447942	-0.5350233	*0.9905004	0.147708	*2.913668	0.8784987

Nota: * Rejeita a hipótese nula a 5%,**Rejeita a hipótese nula a 10%. O grupo de comparação é acima do piso.

O número de observações varia de 6800 a 135000, de acordo com as regressões.

²⁰Deve-se notar que alguns resultados não foram plotados porque algumas variáveis independentes prevêem perfeitamente a variável dependente para o grupo de rendimentos igual ao piso. Por exemplo, para a comparação entre Rio de Janeiro e Santa Catarina, 2002-2003, em 2002 não houve ninguém, em nenhum dos dois estados que apresentasse rendimento igual ao piso. Assim, a variável dummy de tratamento para o grupo

Logo, estes resultados, apontam, a priori, para um nível alto de descumprimento, vis a vis, uma baixa efetividade da lei. Uma maior concentração de massa nos pisos ou acima dos pisos não está bem clara e merece um maior detalhamento. Assim, isso nos leva para a utilização de um método mais robusto. A seguir, segue o modelo para regressões de média condicional e quantílicas, que analisam o diferencial salarial.

4.3 Regressões de média condicional e quantílica

As regressões foram estimadas separadamente para cada estado adotante e incluindo todos os grupos ocupacionais definidos nas leis destes estados, utilizando dados de painel da PME. Além disso, para este modelo, deflacionamos²¹ o rendimento dos agentes, 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 para o Rio de Janeiro em relação a São Paulo incluindo as ocupações dos três grupos profissionais definidos na lei de 2001 do Rio de Janeiro. Assim, incorporamos à análise um aspecto dinâmico na avaliação dos diferenciais salariais (medidos como a diferença do rendimento em relação ao SM do respectivo ano) sobre a média e os quantis. Partindo da seguinte equação:

$$s_sm_{it} = \alpha_0 + c_i + \alpha_1 drj_i + \alpha_2 dmes_t + \alpha_3 drj_i dmes_t + \sum_j \alpha_j X_{jit} + e_{it}, t = 2$$

onde, s_sm_{it} é o diferencial salarial, c_i é o efeito fixo²² relativo a características inerentes aos indivíduos que não se alteram no tempo; drj_i é zero se o agente pertence ao grupo de controle e um se pertence ao grupo de tratamento, o mesmo sendo feito para o Rio Grande do Sul; $dmes_t$ é outra variável dummy que recebe valor zero para o mês base, e um para o mês final; e X_{ji} são as variáveis de controle, incorporando características individuais, como sexo e idade, além de anos de estudo. Tirando a primeira diferença da equação acima temos:

$$\Delta(s_sm_i) = \alpha_2 + \alpha_3 drj_i (1 - 0) + \sum_j \alpha_j \Delta X_{ji} + (e_{i2} - e_{i1})$$

Os controles (X_{ji}) que consideramos, quando diferenciados, são excluídos, devido à sua

de tratamento, prevê a variável dependente perfeitamente quando $\Pr(\text{ponto} | x) = 1$.

²¹ O índice utilizado foi o INPC com base em preços de março de 2005.

²² O efeito fixo é discutido em maiores detalhes na seção de impacto sobre o nível de emprego.

natureza (sexo) ou porque variam pouco de um mês para outro (idade, anos de estudo), visto que a estimação é apenas para fins empíricos (Wooldridge, 2002). Assim, estimamos o seguinte modelo, por mínimos quadrados ordinários:

$$E(\Delta s_{sm_i} | drj_i) = \alpha_2 + \alpha_3 drj_i \quad (3)$$

Além disso, para este modelo corrigimos o erro padrão, utilizando o estimador de White (1980) para a hipótese de heterocedasticidade dos resíduos.

Além da regressão acima por média condicional, estimou-se também regressões quantílicas baseadas em funções quantílicas condicionais. Assim, poder-se-ia observar a lei sendo efetiva para as pessoas nos quantis de renda que recebem entre o SM e o piso salarial estadual, mas não necessariamente para a estimativa da média condicional. Ou ainda, pode-se verificar que a lei não é efetiva para as pessoas nestes quantis de renda mas para pessoas com quantis de renda baixo e de renda logo acima dos novos pisos instituídos. Assim, assumimos que o modelo de regressão quantílica apresenta um formato linear na função quantílica condicional (Koenker e Basset, 1978):

$$Q_\tau(\Delta(s_{sm_i}) | drj_i) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau) drj_i \quad (4)$$

em que τ é o quantil especificado, tal que $\tau \in [0,1]$. Ressalta-se também que, os agentes pertencem no período inicial ao seu grupo ocupacional, mas 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 a efetividade da lei 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.

Para obter estimativas da função quantílica condicional acima, resolvemos o seguinte problema de programação linear, segundo Koenker e Basset (1978):

em que $\rho_\tau(u_i) = u_i(\tau - I(u_i < 0))$, e sendo u_i o resíduo²³ e $I()$ uma função indicador.

²³ $u_i = \Delta(s_{sm_i}) - \beta_0(\tau) - \beta_1(\tau) drj_i$

Assim, minimizamos uma soma de resíduos absolutos ponderados assimetricamente que produz os parâmetros do quantil amostral τ como sua solução. Por exemplo, se queremos estimar o quantil 0.75, ponderamos, segundo esta função, os resíduos negativos por 0.25 e os resíduos positivos por 0.75. E, portanto, o critério é minimizado quando 75% dos resíduos são negativos. Deve-se ressaltar que, a vantagem deste método é que ele é robusto a *outliers*, sendo portanto menos sensível a presença de valores discrepantes, em relação ao método de mínimos quadrados ordinários.

Para estimar os erros padrões, seguimos o método sugerido por Koenker e Bassett (1982).

A matriz de variância-covariância dos coeficientes é dada por:

$$\Omega = (X'X)^{-1} X'WW'X(X'X)^{-1}$$

onde X é a matriz das observações das variáveis explicativas, W é uma matriz diagonal cujo os elementos são:

$$W_{ii} = \begin{cases} \tau / f_{resid}(0) & \text{se } u_i > 0 \\ (1 - \tau) / f_{resid}(0) & \text{se } u_i < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

em que, τ é o quantil a ser estimado, u_i é o resíduo e $f_{resid}(0)$ refere-se a densidade verdadeira dos resíduos cujo cálculo segue de Rogers (1993)²⁴. Assim, obtemos os intervalos de confiança a um nível de 95% de significância.

4.3.1 Resultados

²⁴O autor ordena os resíduos e localiza a observação nos resíduos correspondente ao quantil em questão, levando em conta pesos caso sejam aplicados. Então calcula-se w_n , a raiz quadrada da soma dos pesos. Dados não ponderados são equivalentes aos dados ponderados onde cada observação tem peso 1, resultando em $w_n = \sqrt{n}$. Para dados ponderados analiticamente, os pesos são reescalados tal que a soma dos pesos é o número de observações, resultando em \sqrt{n} de novo. Para dados ponderados por frequência, w_n literalmente é a raiz quadrada da soma dos pesos. Então localiza-se a observação mais próxima em cada direção tal que a soma dos pesos para todas observações próximas é w_n . Quando se chega ao fim da base de dados, para-se. Calcula-se w_s , a soma dos pesos para todas observações neste espaço médio. Tipicamente, w_s é levemente maior que w_n . Os resíduos obtidos após a regressão quantílica tem a propriedade que se existem k parâmetros, então exatamente k resíduos devem ser zero. Assim, calcula-se um peso ajustado $w_a = w_s - k$. A estimativa da densidade é a distância gerada por estas observações dividida por w_a . Porque a distância gerada por este mecanismo converge para zero, esta estimativa da densidade converge em probabilidade para a densidade verdadeira". (Stata base reference manual, release 8. College Station, TX:

Os gráficos a seguir apresentam os resultados das regressões, tanto em termos da média condicional (linha constante nos gráficos) como as quantílicas condicionais (dos quantis 0.05 a 0.95, em intervalos espaçados de 0.05) utilizando a PME. Os resultados dos estados de Rio de Janeiro e o Rio Grande do Sul são comparados com os de São Paulo (SP). Ou seja, cada ponto do gráfico, diz-se respeito ao valor do coeficiente estimado por quantil e da média. 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 Rio de Janeiro, 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.

Observamos do gráfico abaixo que quando comparamos Rio de Janeiro com São Paulo, de março de 2000 para março de 2001²⁵, houve um aumento do diferencial salarial em favor do Rio de Janeiro do quantil 0.15 até o quantil 0.3. Ou seja, a diferença dos rendimentos dos agentes em relação ao SM federal aumentou mais no Rio de Janeiro do que em São Paulo, nos quantis especificados. E houve uma redução do 0.55 em diante. Comparando abril de 2000 com abril de 2001 observamos praticamente o mesmo comportamento das estimativas. Comparando janeiro com fevereiro de 2001 observa-se efeitos positivos e significativos, 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 observa-se efeitos estatisticamente nulos, agora com menor impacto do efeito do acréscimo salarial do décimo-terceiro.

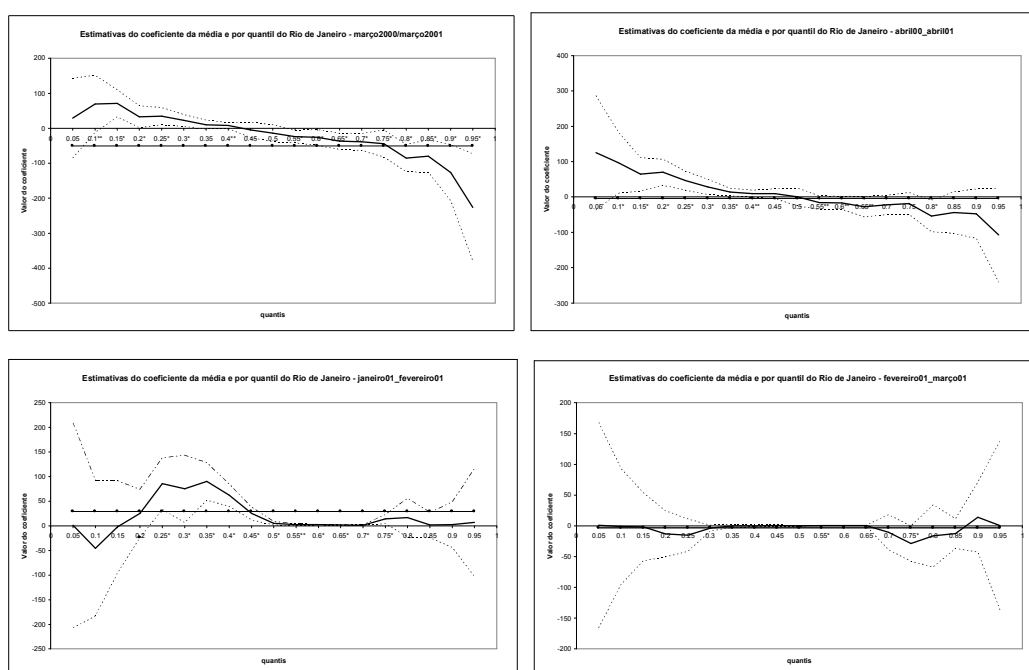
Estes resultados mostram que: (i) quando comparados períodos mais espaçados (no caso do Rio de Janeiro), houve uma variação maior do diferencial do salário em relação ao SM, em termos reais, no Rio de Janeiro em relação a São Paulo, mas somente em parte dos quantis binding (entre 0.1 e 0.35); e uma variação nula nos quantis binding subsequentes (0.35 a 0.5) ; (ii) quando comparamos períodos mais próximos, notamos, principalmente no último gráfico, que não houve impactos na distribuição salarial. Logicamente esperar-se-ia, para este último caso, que este aumento fosse maior nos estados de tratamento, caso a lei

Stata Press, 2003). Para maiores detalhes ver Rogers (1993).

²⁵ Vale ressaltar que os rendimentos da PME dos meses especificados, referem-se ao mês anterior. Então, o

fosse efetiva. Esperar-se-ia um impacto significativo nos quantis entre os valores do SM e do novo piso, e bem maior que o demonstrado nos dois primeiros gráficos (março2000/março2001 e abril2000/abril2001); (iii) observa-se que o maior aumento vem dos quantis entre 0.05 e 0.15, quantis entre o SM e o menor piso, ou seja, o aumento salarial de maior magnitude em favor do RJ é para os trabalhadores que recebem em torno do SM; (iv) para os quantis mais elevados o efeito é negativo ou nulo, não caracterizando o chamado "efeito-onda".

Gráfico 3. Estimativas²⁶ do coeficiente da dummy das regressões (3) e (4) do RJ²⁷



Para o Rio Grande do Sul, observa-se para todas datas base e final um comportamento claro de um aumento para a maioria dos quantis binding (até 0.25) e um decréscimo para os

salário do mês de março de 2000 refere-se ao mês de fevereiro

²⁶Em todos gráficos de regressões quantílicas apresentados, a partir daqui, estão incluídos o intervalo de confiança (linha tracejada) a 95%. Além disso, os quantis representados em todos os gráficos de regressões quantílicas apresentam:

(i) um asterisco: rejeita a hipótese nula a 5%, para o teste t do quantil fixado.

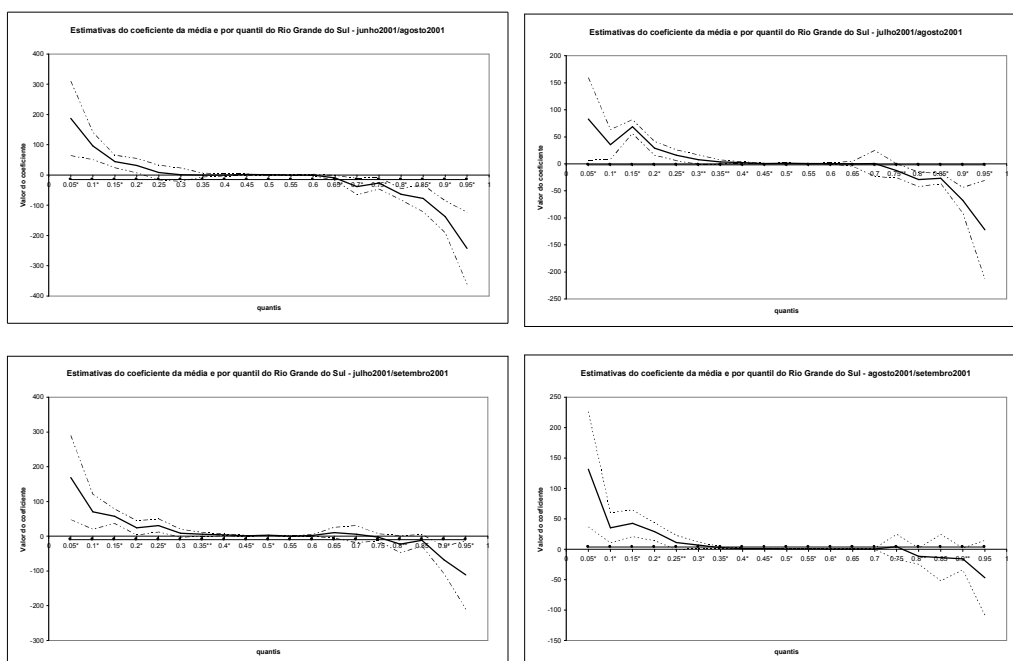
(ii) dois asteriscos: rejeita a hipótese nula a 10%, para o teste t do quantil fixado.

A linha reta constante em cada gráfico refere-se as estimativas de mínimos quadrados.

²⁷O número de observações das regressões variou de 1000 a 1800.

quantis altos (acima de 0.7 ou 0.75). Como para o RJ, observa-se que o maior aumento vem dos quantis entre 0.05 e 0.10, quantis entre o SM e o menor piso, ou seja, o aumento salarial de maior magnitude em favor do RS é para os trabalhadores que recebem em torno do SM. Mas para o RS, ainda há um aumento real considerável, entre o quantil 0.1 e 0.15 que já abrange indivíduos que recebem entre as faixas dos pisos gaúchos²⁸. Para os quantis binding mais altos e já acima do maior piso (0.25 e 0.3) o efeito já se dissipa e se torna nulo.

Gráfico 4. Estimativas do coeficiente da dummy das regressões (3) e (4) do RS²⁹



Assim, a evidência da PME, comparando 2000/2001, ou seja o primeiro ano da lei, evidencia que houve algum efeito nos quantis binding. O que poder-se-ia esperar é que, para os quantis de renda mais alta, os pisos pudessem gerar o chamado efeito onda. Mas

²⁸Ressalta-se que, junho2001/agosto2001 e julho2001/agosto2001 não conseguem captar efeitos da lei porque o período final refere-se a rendimentos de julho de 2001 e a lei provavelmente foi efetiva a partir de agosto, no qual a PME capta os rendimentos deste mês a partir de setembro. Estes gráficos foram plotados, para se medir os efeitos da passagem pré para pós-lei. 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.

²⁹O número de observações das regressões variou de 2000 a 3400.

notou-se que houve uma variação do diferencial salarial, em termos reais, menor no Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul em relação a São Paulo para os dados da PME.

A evidência apontada pelas regressões quantílicas, através da PME, corrobora em parte a análise dos logits multinomiais, feita com a PNAD, no sentido de que: i) houve um aumento da probabilidade de concentração de rendimentos igual e acima dos pisos maior no Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul nos anos analisados, frente aos controles; (ii) mas também há uma probabilidade maior de concentração de massa no SM nestes estados levando a uma suspeita inicial de falha parcial da lei; (iii) analisando os resultados das regressões sobre o diferencial salarial, corroboramos a suspeita anterior de que a lei exerce impactos sobre os grupos afetados, mas ainda existe um alto grau de descumprimento da mesma, visto que Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul apresentam um aumento do diferencial salarial maior do que São Paulo, mas de magnitude pequena para os quantis binding mais próximos dos pisos estaduais ou nula para os quantis binding maiores, ou seja, já acima do maior piso.

5. 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 da região metropolitana do Rio de Janeiro ou Rio Grande do Sul 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; portanto excluímos as observações que não possuíam informações a respeito do rendimento do trabalho mensal.

5.1 Modelo Econométrico Diferenças em Diferenças

Na especificação do modelo, consideramos como variável dependente o status ocupacional do indivíduo i no tempo t . Este status ocupacional foi definido de tal forma a captar o impacto da legislação na passagem de indivíduos empregados no setor formal da economia para o setor informal ou desemprego.

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 de tratamento (Rio de Janeiro ou Rio Grande do Sul).

Além disso, incluímos um termo de efeito fixo (c_i) para captar outras características do indivíduo que não são observáveis, mas que certamente tem impacto no seu status ocupacional. 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). Inclui-se também um efeito temporal ($\alpha_6 t$), devido a algum fator comum entre os estados, mas que se alterou de um período para outro.

$$emp_{k,i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot sexo_{i,t} + \alpha_3 \cdot idade_{i,t} + \alpha_4 \cdot escol_{i,t} + \alpha_5 \cdot trat_{i,t} + \alpha_6 t + c_i + u_{i,t} \quad (5)$$

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

em que,

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

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

$$sexo_{i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ é homem no tempo } t \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ é mulher no tempo } t \end{cases}$$

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

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

A variável $trat_{i,t}$ recebe valor zero se pertence ao grupo de controle em t e está empregado em alguma das ocupações definidas na lei do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. Como todos no período 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 (Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul) e zero para os dos grupos de controle.

Uma forma de estimar o parâmetro de interesse α_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:

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

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

Então a variável $\Delta tratamento_{i,t}$ é uma variável dummy com valor 1 se o indivíduo mora no Rio de Janeiro ou Rio Grande do Sul e que vale 0 se a pessoa pertence ao grupo de controle, de forma que o estimador de α_5 é o estimador de Diferença em Diferença. 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, então a variável $\Delta escol$ foi excluída da análise pois isso conduz a erros padrões grandes. Portanto, as estimativas para α_4 não constam nas estimativas abaixo. 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 α_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 α_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: que Δu_i seja não correlacionada com $\Delta trat_i$. Ou seja, com exceção da lei, nenhum fator relativo aos estados tenham se alterado diferentemente entre a data base e a data final. E por fim, estimamos a matriz de variância através do estimador de White (1980) produzindo erros padrões robustos a heterocedasticidade dos resíduos.

5.2 Resultados do Estimador Diferenças em Diferenças

Nesta seção apresentamos os resultados do modelo de diferenças em diferenças. As estimativas foram realizadas para um conjunto de datas base e final, ao qual fazemos referência no título de cada tabela. 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 Rio de Janeiro, 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. Os grupos de controle utilizados foram o estado de São Paulo 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.

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 sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado, observamos que todos os coeficientes são estatisticamente não significativos, com exceção de dois coeficientes. Observando a transição de empregado formal para informal ou desempregado, observamos que a maioria dos coeficientes é estatisticamente igual a zero.

Tabela 7. Estimativas diferenças em diferenças (α_6) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado segundo data base/data final

Rio de Janeiro	Base:mar00/Final:mar01		Base:abr00/Final:abr01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	-0.0194	0.0307	*-0.0726	0.0342
Entre 1.5p e 3p	0.0307	0.0203	0.0206	0.0195
Rio de Janeiro	Base:jan01/Final:fev01		Base:fev01/Final:mar01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	-0.0297	0.0231	-0.0079	0.0228
Entre 1.5p e 3p	0.0011	0.0097	0.0118	0.0150
Rio Grande do Sul	Base:jun01/Final:ago01		Base:jul01/Final:ago01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	-0.0348	0.0252	-0.0245	0.0192
Entre 1.5p e 3p	0.0035	0.0152	0.0173	0.0116
Rio Grande do Sul	Base:jul01/Final:set01		Base:ago01/Final:set01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	-0.0302	0.0240	0.0081	0.0155
Entre 1.5p e 3p	0.0217	0.0140	**0.0090	0.0040

* Rejeita hipótese nula a 5%, ** Rejeita hipótese nula a 10%

Tabela 8. Estimativas diferenças em diferenças (α_6) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal para empregado informal ou desempregado segundo data base/data final

Rio de Janeiro	Base:mar00/Final:mar01		Base:abr00/Final:abr01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	0.0599	0.0582	0.0462	0.0534
Entre 1.5p e 3p	0.0137	0.0222	*0.0543	0.0208
Rio de Janeiro	Base:jan01/Final:fev01		Base:fev01/Final:mar01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	-0.0672	0.0528	0.0319	0.0423
Entre 1.5p e 3p	-0.0216	0.0222	0.0183	0.0183
Rio Grande do Sul	Base:jun01/Final:ago01		Base:jul01/Final:ago01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	0.0208	0.0499	0.0325	0.0343
Entre 1.5p e 3p	0.0281	0.0163	0.0159	0.0118
Rio Grande do Sul	Base:jul01/Final:set01		Base:ago01/Final:set01	
Controle	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
São Paulo	-0.0354	0.0388	-0.0132	0.0282
Entre 1.5p e 3p	-0.0132	0.0137	0.0054	0.0107

* Rejeita hipótese nula a 5%, ** Rejeita hipótese nula a 10%

Assim, para a maioria das regressões efetuadas, o efeito do tratamento estimado 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.

Porém, a metodologia de diferenças em diferenças não é válida se as diferenças entre o grupo de tratamento e o grupo de controle não seja 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 levanta-se uma suspeita. Este impacto está mais de acordo com modelos de monopsonio. Este impacto nulo (ou positivo) geralmente ocorre, segundo estes modelos, para aumentos pequenos no SM, e já evidenciado em alguns estudos de Card e Krueger (1995). Nota-se, da Tabela 1, que os pisos estaduais salariais proporcionaram um aumento relativo significativo em relação ao SM. Para o Rio de Janeiro, 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 Rio Grande do Sul, 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 neoclássico. Vale ressaltar que, como fator adicional, esperaríamos uma queda do nível de emprego, para o referido aumento no Brasil.

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 Rio de Janeiro e do Rio Grande do Sul 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: i) houve um aumento da probabilidade de concentração de rendimentos igual e acima dos pisos maior no Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, nos anos analisados, frente aos controles; (ii) mas também há uma probabilidade maior de concentração de massa no SM nestes estados levando a uma suspeita inicial de falha parcial da lei; (iii) analisando os resultados das regressões sobre o diferencial salarial, corroboramos a suspeita anterior de que a lei exerce impactos sobre os grupos afetados, mas ainda existe um alto grau de descumprimento da mesma, visto que Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul apresentam um aumento do diferencial salarial maior do que São Paulo, mas de magnitude pequena ou estatisticamente nulo para os quantis *binding*; (iv) a lei dos pisos regionais gerou impactos no emprego que são nulos 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, por falta de fiscalização ou de conhecimento da legislação por parte de firmas e trabalhadores.

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.

Bibliografia

- ALBRECHT, JAMES; AXEL, BO; An Equilibrium Model of Search Unemployment
Journal of Political Economy, 92(5), pp. 824-40, 1984
- BELL, LINDA; The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia Journal of
Economic Literature, 15(3), pp. S102-S135, 1997.
- BROWN, CHARLES; "Minimum Wage Laws: Are They Overrated? Journal of Economic
Perspectives, 2(3), pp. 133-46, 1988.
- BROWN, CHARLES; GILROY, CURTIS; KOHEN, ANDREW; The Effects of the
Minimum Wage On Employment and Unemployment Journal of. Economic Literature,
20(2), pp. 487-582, 1982.
- BURDETT, KENNETH; MORTENSEN, DALE T.; Equilibrium wage Differentials and
Employer Size Northwestern Center for Mathematical Studies in Economics and
Management Science Working Paper 860, 1989.
- CARD, DAVID; Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal
Minimum Wage Industrial Labor and Relations Review, 46(1), pp. 22-37, 1992a.
- ; Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California,
1987-1989 Industrial Labor and Relations Review, 46(1), pp. 38-54, 1992b.
- CARD, DAVID; KRUEGER, ALAN; Minimum Wages and Employment: a Case Study of
the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. American Economic Review,
84(4), pp.772-93, 1994.
- ; Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wages,
Princeton University Press, 1995.
- ECKSTEIN, ZVI; WOLPIN, KENNETH I.; Estimating a Market Equilibrium Search
Model from Panel Data on Individuals Econometrica, 58(4), pp. 783-808, 1990
- HAUSMAN, J. A.; TAYLOR, W. "Panel Data and unobservable individual effects.
Econometrica, 49(6): 1377-1398, 1981.
- KATZ, LAWRENCE; KRUEGER, ALAN; The Effects of the Minimum Wage on the Fast-
Food Industry Industrial Labor and Relations Review, 46(1), pp. 6-21, 1992
- KOENKER, R. e BASSET, G. "Regression Quantiles". Econometrica. 46, pp.33-49, 1978.
- ; "Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles".

- Econometrica 50(1), pp.43-61, 1982.
- NEUMARK, DAVID; WASCHER, WILLIAM; Employment Effects of minimum and subminimum wage: panel data on state minimum wage laws Industrial Labor and Relations Review, 46(1), pp. 55-81, 1992.
- ROGERS, W. H. "Quantile regression standard errors". Stata Technical Bulletin 9: 16-19. Reprinted in Stata Technical Bulletin Reprints, 2, pp. 133-137, 1992.
- SILVERMAN, B. W. Density Estimation for Statistics and Data Analysis. London: Chapman & Hall, 1986.
- WHITE, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, Econometrica 48, 817-838, 1980.
- WOOLDRIDGE, JEFFREY M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. The MIT Press, 2002.

Apêndice

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

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.

Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RJ

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, caldeireiros 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.

2002

I - R\$ 240,00 - Para empregados domésticos; trabalhadores agropecuários e florestais; serventes; trabalhadores de serviços de conservação, manutenção, limpeza de edifícios, condomínios, empresas comerciais, industriais, áreas verdes e logradouros públicos, não especializados; contínuo e mensageiro; auxiliar de serviços gerais e de escritório; empregados do comércio não especializados; cumim e barboy; trabalhadores braçais não classificados sob outras epígrafes.

II - R\$ 250,00 - Para classificadores de correspondência e carteiros; trabalhadores em serviços administrativos; cozinheiros; operadores de caixa; lavadeiros e tintureiros; barbeiros, cabeleireiros, manicure e pedicure; operadores de máquinas e implementos de agricultura, pecuária e exploração florestal; trabalhadores de tratamento de madeira, de

fabricação de papel e papelão; fiandeiro, tecelões e tingidores; trabalhadores de curtimento; trabalhadores de preparação de alimentos e bebidas; trabalhadores de costura e estofadores; trabalhadores da fabricação de calçados e artefatos de couro; vidreiros e ceramistas; confeccionadores de produto de papel e papelão; dedetizador; pescador; vendedores; trabalhadores do serviço de higiene e saúde; trabalhadores de serviços de proteção e segurança; trabalhadores de serviços de turismo e hospedagem.

III - R\$ 260,00 - Para trabalhadores da construção civil; despachantes, fiscais, cobradores de transporte coletivo (exceto trem); trabalhadores de minas, pedreiras e condutores; pintores; cortadores, polidores e gravadores de pedras; pedreiros; trabalhadores de fabricação de produtos de borracha e plástico; e garçon.

IV - R\$ 270,00 - Para administradores, capatazes de exploração agropecuárias florestais; trabalhadores de usinagem de metais; encanadores, soldadores, chapeadores, caldeireiros e montadores de estruturas metálicas; trabalhadores das artes gráficas; condutores de veículos de transportes; trabalhadores de confecção de instrumentos musicais, produtos de vime e similares; trabalhadores de derivados de minerais não metálicos; trabalhadores de movimentação e manipulação de mercadorias e materiais, operadores de máquinas da construção civil e mineração; telefonistas, telegrafistas e barman.

V - R\$ 280,00 - Para trabalhadores de serviços de contabilidade e caixas; operadores de máquinas de contabilidade e de calcular; operadores de máquinas de processamento automático de dados; secretários, datilógrafos e estenógrafos; chefes de serviços de transportes e comunicações; supervisores de compras e de vendas, compradores; agentes técnicos de vendas e representantes comerciais; mordomos e governantas; trabalhadores de serventia e comissários (serviço de transporte de passageiros); agentes de mestria, mestre, contramestres, supervisor de produção e manutenção industrial; trabalhadores metalúrgicos e siderúrgicos; operadores de instalações de processamento químico; trabalhadores de tratamento de fumo e de fabricação de charutos e cigarros; operadores de estação de rádio, televisão e de equipamentos de sonorização e de projeção cinematográfico; operadores de máquinas fixas e de equipamentos similares; sommelier e maitre de hotel; ajustadores mecânicos, montadores e mecânicos de máquinas, veículos e instrumentos de precisão; eletricitas eletrônicos; joalheiros e ourives; marceneiros e operadores de máquinas de

lavar madeira; supervisores de produção e manutenção industrial.

2003

I -- R\$ 265.00 - Para os trabalhadores agropecuários e florestais;

II - R\$ 276,00 - Para empregados domésticos; serventes; trabalhadores de serviços de conservação, manutenção, limpeza de edifícios, condomínios, empresas comerciais, indústrias, áreas verdes e logradouros públicos, não especializados; contínuo e mensageiro; auxiliar de serviços gerais e de escritório; empregados do comércio não-especializados; cumim e barboy;

III - R\$ 286,00 - Para classificadores de correspondência e carteiros; trabalhadores em serviços administrativos, cozinheiros; operadores de caixa; lavadeiros e tintureiros; barbeiros, cabeleireiros, manicure e pedicure; operadores de máquinas e implementos de agricultura, pecuária e exploração florestal; trabalhadores de tratamento de madeira, de fabricação de papel e papelão; fiandeiro, tecelões e tingidores; trabalhadores de curtimento; trabalhadores de preparação de alimentos e bebidas; trabalhadores de costura e estofadores; trabalhadores da fabricação de calçados e artefatos de couro; vidreiros e ceramistas; confeccionadores de produto de papel e papelão; dedetizador; pescador; vendedores; trabalhadores do serviço de higiene e saúde; trabalhadores de serviços de proteção e segurança; trabalhadores de serviços de turismo e hospedagem;

IV - R\$ 296,00 - Para trabalhadores da construção civil; despachantes; fiscais; cobradores de transporte coletivo (exceto trem); trabalhadores de minas; pedreiras e condadores; pintores; cortadores; polidores; e gravadores de pedras; pedreiros; trabalhadores de fabricação de produtos de borracha e plástico; e garçom;

V - R\$ 306,00 - Para administradores, capatazes de explorações agropecuárias florestais; trabalhadores de usinagem de metais; encanadores; soldadores; chapeadores; caldeireiros e montadores de estruturas metálicas; trabalhadores das artes gráficas; condutores de veículos de transportes; trabalhadores de confecção de instrumentos musicais; produtos de vime e similares; trabalhadores de derivados minerais não-metálicos; trabalhadores de movimentação e manipulação de mercadorias e materiais; operadores de máquinas da construção civil e mineração, telegrafistas e barmen; e

VI - R\$ 316,00 - Para trabalhadores de serviços de contabilidade e caixas; operadores de

máquinas de contabilidade e de calcular; operadores de máquinas de processamento automático de dados; secretários; datilógrafos e estenógrafos; chefes de serviços de transportes e comunicações; telefonistas e operadores de telefone e de telemarketing; trabalhadores da rede de energia e telecomunicações; supervisores de compras e de vendas; compradores; agentes técnicos de vendas e representantes comerciais; mordomos e governantas; trabalhadores de serventia e comissários (serviço de transporte e passageiros); agentes de mestria; mestres; contramestres; supervisor de produção e manutenção industrial; trabalhadores metalúrgicos e siderúrgicos; operadores de instalações de processamento químico; trabalhadores de tratamento de fumo e de fabricação de charutos e cigarros; operadores de estação de rádio, televisão e de equipamentos de sonorização e de projeção cinematográfica; operadores de máquinas fixas e de equipamentos similares; sommelier e maitre de hotel; ajustadores mecânicos; montadores e mecânicos de máquinas; veículos e instrumentos de precisão; eletricitas; eletrônicos; joalheiros e ourives; marceneiros e operadores de máquinas de lavar madeiras; supervisores de produção e manutenção industrial.

Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RS

2001 a 2003

I -- de R\$ 260 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 hípicos;

II -- de R\$ 266,00 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 couro;
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\$ 272,00 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\$ 283,00 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.
auxiliares em administração escolar (empregados de estabelecimento de ensino) (com
exceção de 2001).

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

	março/2000		abril/2000		janeiro/2001		fevereiro/2001		março/2001		abril/2001	
	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP
média	625.01	852.41	618.35	855.03	734.39	983.84	682.84	882.39	697.12	896.56	696.04	891.17
percentil												
1	88.5	80	101.85	100	100	100	100.68	100	100	90	120	100
5	136	150	136	150	151	170	151	151	151	151	151	160
10	152	200	160	200	198	230	180	200	180	200	180	200
15	180	250	186	230	200	280	200	250	200	250	200	250
20	200	270	200	250	240	300	230	300	230	300	225	300
25	230	300	225.25	300	263.25	330	250	300	250	300	250	300
30	250	300	250	300	289	350	280	316.8	280	320	280	300
50	300	400	320	400	400	500	360	400	350	400	360	400
75	499.5	650	500	600	600	800	580	650	550	609.75	600	600
95	1000	1300	1200	1200	1500	1600	1200	1300	1200	1250.35	1100	1310

*As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (renda entre o SM e um pouco acima do maior piso do RJ em 2001 (R\$226))

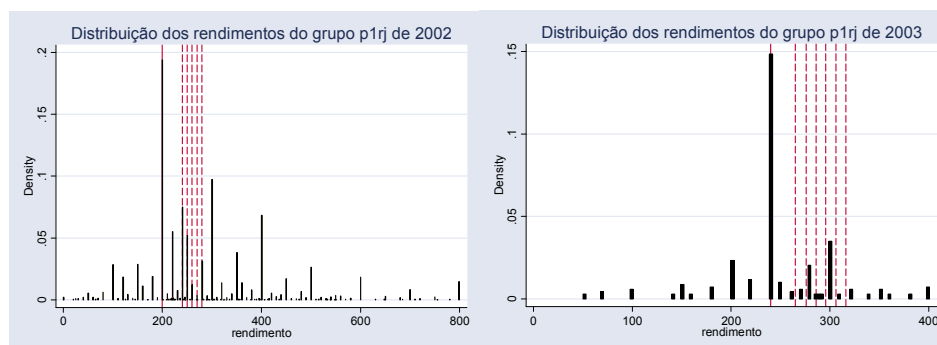
Tabela A3.Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RS*

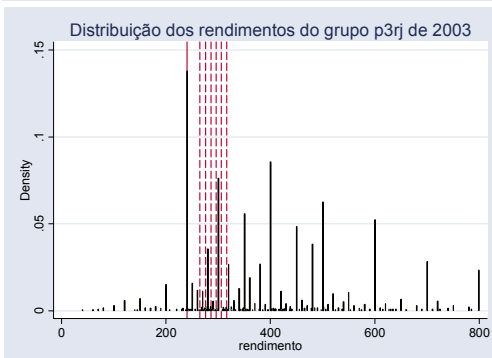
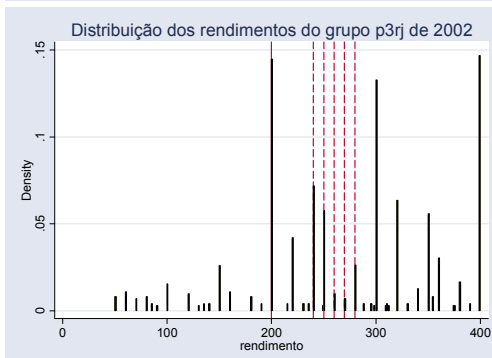
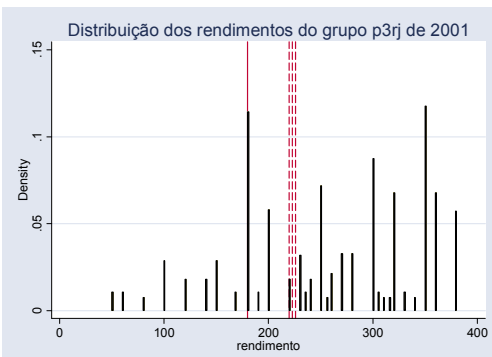
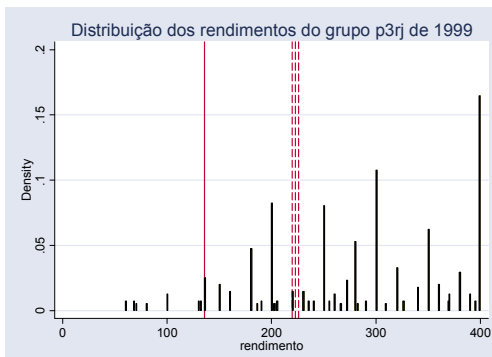
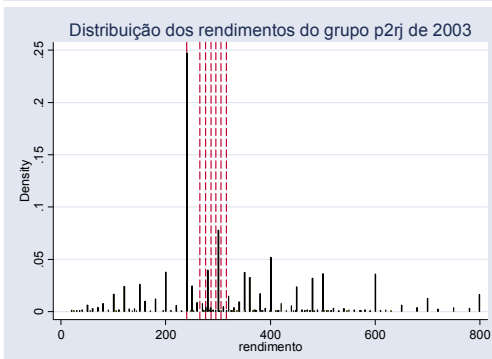
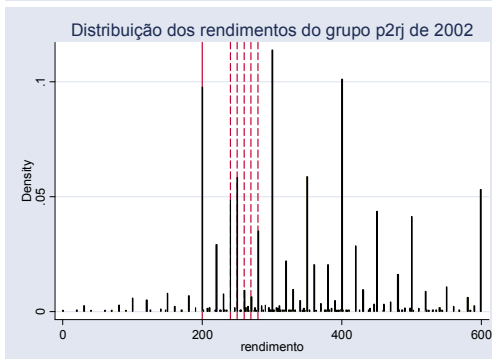
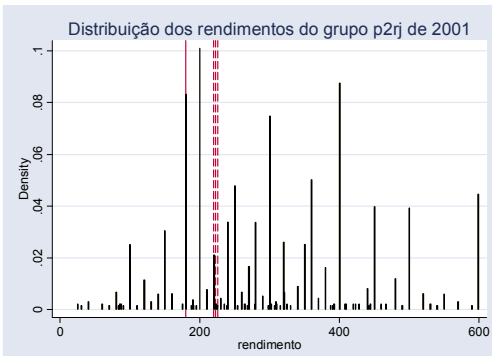
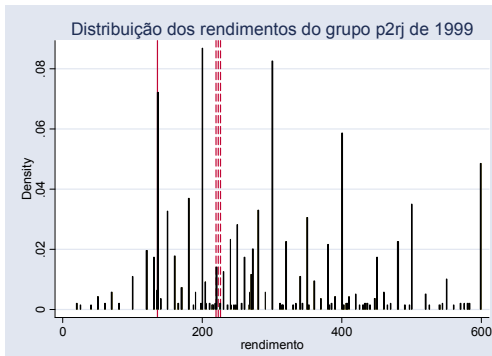
	junho/2001		julho/2001		agosto/2001		setembro/2001	
	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP
média	883.29	719.11	895.31	715.16	913.84	719.92	899.53	719.02
percentil								
1	100	90	80	90	80	100	90	100
5	180	180	180	180	180	180	180	180
10	200	180	200	180	200	180	200	200
15	250	200	250	200	250	200	250	200.75
20	270.4	210	260	220	290	240	280	240
25	300	250	300	250	300	250	300	250
30	300	250	300	260	300	280	300	280
50	400	335.5	400	334	400	350	400	350
75	650	500	650	500	650	500	600	500
95	2000	1200	2000	1200	2000	1300	2000	1247.5

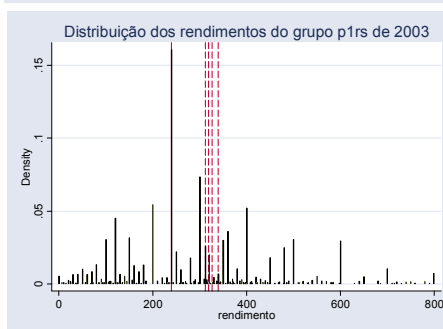
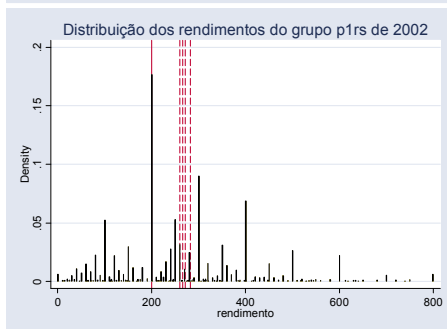
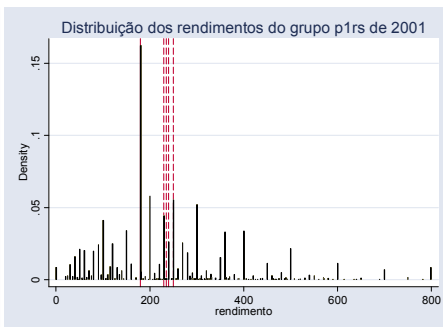
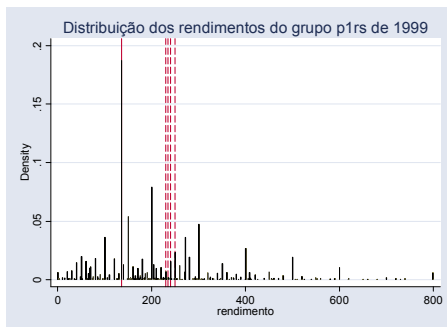
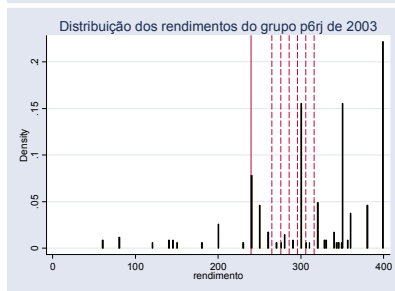
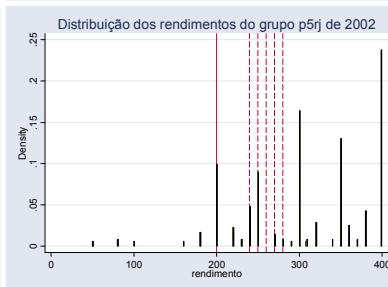
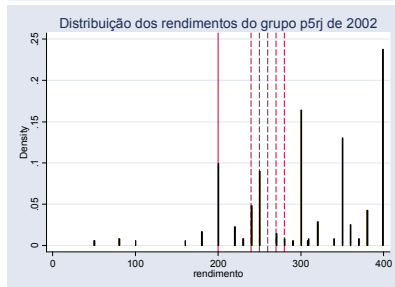
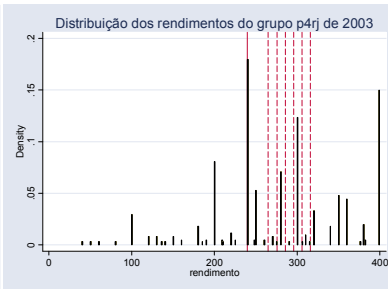
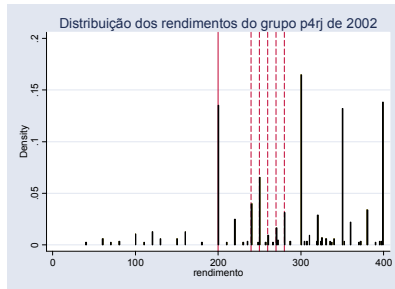
*As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (renda entre o SM e um pouco acima do maior piso do RS em 2001 (R\$250))

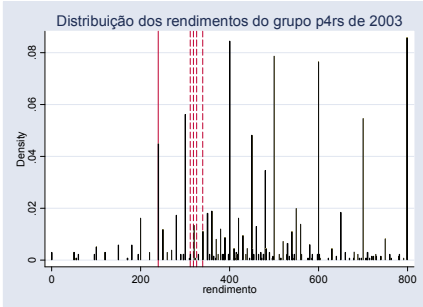
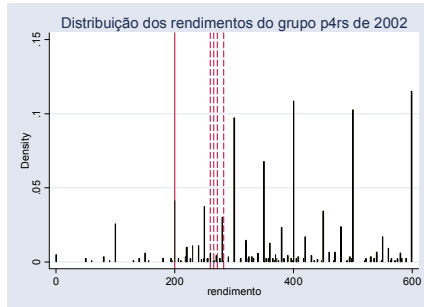
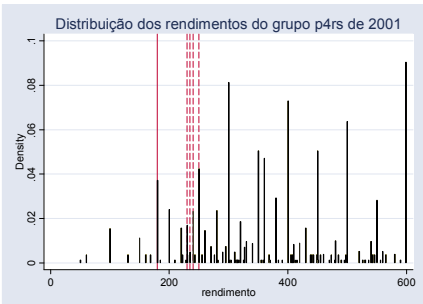
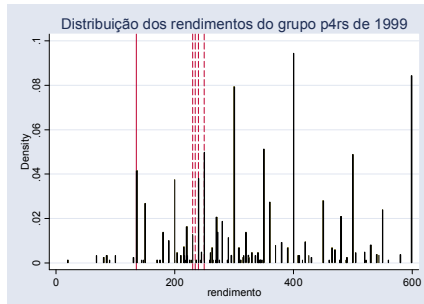
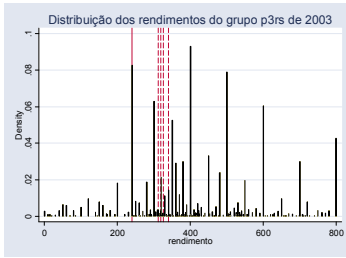
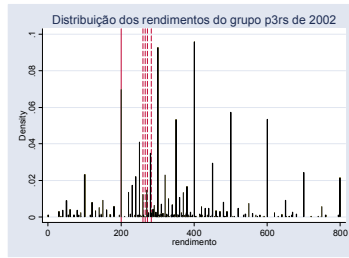
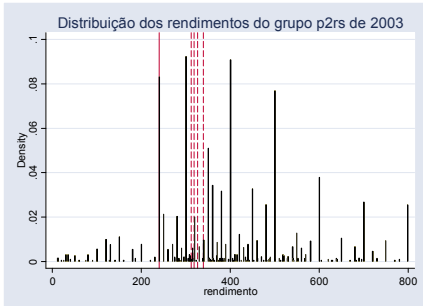
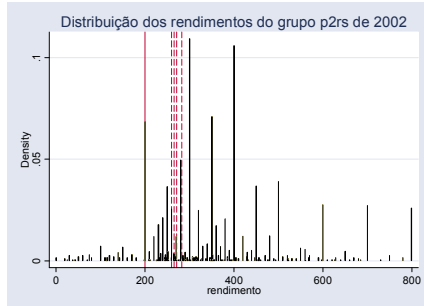
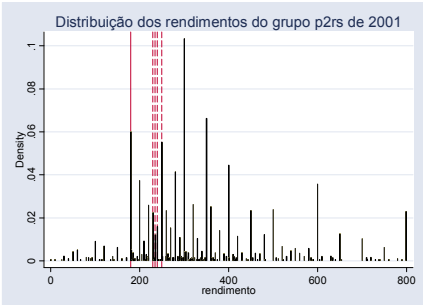
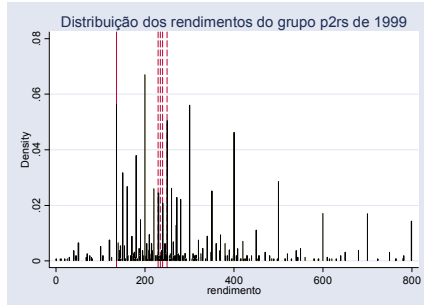
Gráficos A1.

Distribuição dos rendimentos do RJ e RS das ocupações definidas na lei









Últimos Ensaios Econômicos da EPGE

- [600] Marco Antonio Cesar Bonomo e Carlos Carvalho. *Imperfectly Credible Disinflation under Endogenous Time-Dependent Pricing*. Ensaios Econômicos da EPGE 600, EPGE-FGV, Ago 2005.
- [601] Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira. *Sobre a Inexistente Relação entre Política Industrial e Comércio Exterior*. Ensaios Econômicos da EPGE 601, EPGE-FGV, Set 2005.
- [602] Luiz Renato Regis de Oliveira Lima, Raquel Sampaio, e Wagner Gaglianone. *Limite de Endividamento e Sustentabilidade Fiscal no Brasil: Uma abordagem via modelo Quantílico Auto-Regressivo (QAR)*. Ensaios Econômicos da EPGE 602, EPGE-FGV, Out 2005.
- [603] Ricardo de Oliveira Cavalcanti e Ed Nosal. *Some Benefits of Cyclical Monetary Policy*. Ensaios Econômicos da EPGE 603, EPGE-FGV, Out 2005.
- [604] Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira e Leandro Gonçalves do Nascimento. *Welfare and Growth Effects of Alternative Fiscal Rules for Infrastructure Investment in Brazil*. Ensaios Econômicos da EPGE 604, EPGE-FGV, Nov 2005.
- [605] João Victor Issler, Afonso Arinos de Mello Franco, e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén. *The Welfare Cost of Macroeconomic Uncertainty in the Post-War Period*. Ensaios Econômicos da EPGE 605, EPGE-FGV, Dez 2005.
- [606] Marcelo Côrtes Neri, Luisa Carvalhaes, e Alessandra Pieroni. *Inclusão Digital e Redistribuição Privada*. Ensaios Econômicos da EPGE 606, EPGE-FGV, Dez 2005.
- [607] Marcelo Côrtes Neri e Rodrigo Leandro de Moura. *La institucionalidad del salario mínimo en Brasil*. Ensaios Econômicos da EPGE 607, EPGE-FGV, Dez 2005.
- [608] Marcelo Côrtes Neri e André Luiz Medrado. *Experimentando Microcrédito: Uma Análise do Impacto do CrediAMIGO sobre Acesso a Crédito*. Ensaios Econômicos da EPGE 608, EPGE-FGV, Dez 2005.
- [609] Samuel de Abreu Pessôa. *Perspectivas de Crescimento no Longo Prazo para o Brasil: Questões em Aberto*. Ensaios Econômicos da EPGE 609, EPGE-FGV, Jan 2006.
- [610] Renato Galvão Flôres Junior e Masakazu Watanuki. *Integration Options for Mercosul – An Investigation Using the AMIDA Model*. Ensaios Econômicos da EPGE 610, EPGE-FGV, Jan 2006.

- [611] Rubens Penha Cysne. *Income Inequality in a Job–Search Model With Heterogeneous Discount Factors (Revised Version, Forthcoming 2006, Revista Económica)*. Ensaios Econômicos da EPGE 611, EPGE–FGV, Jan 2006.
- [612] Rubens Penha Cysne. *An Intra–Household Approach to the Welfare Costs of Inflation (Revised Version, Forthcoming 2006, Estudos Econômicos)*. Ensaios Econômicos da EPGE 612, EPGE–FGV, Jan 2006.
- [613] Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira e Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo. *On the Economic and Fiscal Effects of Infrastructure Investment in Brazil*. Ensaios Econômicos da EPGE 613, EPGE–FGV, Mar 2006.
- [614] Aloisio Pessoa de Araújo, Mario R. Páscoa, e Juan Pablo Torres-Martínez. *Bubbles, Collateral and Monetary Equilibrium*. Ensaios Econômicos da EPGE 614, EPGE–FGV, Abr 2006.
- [615] Aloisio Pessoa de Araújo e Bruno Funchal. *How much debtors’ punishment?*. Ensaios Econômicos da EPGE 615, EPGE–FGV, Mai 2006.
- [616] Paulo Klinger Monteiro. *First–Price Auction Symmetric Equilibria with a General Distribution*. Ensaios Econômicos da EPGE 616, EPGE–FGV, Mai 2006.
- [617] Renato Galvão Flôres Junior e Masakazu Watanuki. *Is China a Northern Partner to Mercosul?*. Ensaios Econômicos da EPGE 617, EPGE–FGV, Jun 2006.
- [618] Renato Galvão Flôres Junior, Maria Paula Fontoura, e Rogério Guerra Santos. *Foreign direct investment spillovers in Portugal: additional lessons from a country study*. Ensaios Econômicos da EPGE 618, EPGE–FGV, Jun 2006.
- [619] Ricardo de Oliveira Cavalcanti e Neil Wallace. *New models of old(?) payment questions*. Ensaios Econômicos da EPGE 619, EPGE–FGV, Set 2006.
- [620] Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira, Samuel de Abreu Pessôa, e Fernando A. Veloso. *The Evolution of TFP in Latin America*. Ensaios Econômicos da EPGE 620, EPGE–FGV, Set 2006.
- [621] Paulo Klinger Monteiro e Frank H. Page Jr. *Resultados uniformemente seguros e equilíbrio de Nash em jogos compactos*. Ensaios Econômicos da EPGE 621, EPGE–FGV, Set 2006.
- [622] Renato Galvão Flôres Junior. *DOIS ENSAIOS SOBRE DIVERSIDADE CULTURAL E O COMÉRCIO DE SERVIÇOS*. Ensaios Econômicos da EPGE 622, EPGE–FGV, Set 2006.
- [623] Paulo Klinger Monteiro, Frank H. Page Jr., e Benar Fux Svaiter. *Exclusão e multidimensionalidade de tipos em leilões ótimos*. Ensaios Econômicos da EPGE 623, EPGE–FGV, Set 2006.
- [624] João Victor Issler, Afonso Arinos de Mello Franco, e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén. *The Welfare Cost of Macroeconomic Uncertainty in the Post–War Period*. Ensaios Econômicos da EPGE 624, EPGE–FGV, Set 2006.