

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

Impactos da Nova Lei de Pisos Salariais Estaduais

Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia
da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do
Título de Mestre em Economia

Aluno: Rodrigo Leandro de Moura

Orientador: Marcelo Neri

Rio de Janeiro

2005

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

Impactos da Nova Lei de Pisos Salariais Estaduais

Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia
da Fundação Getulio Vargas como requisito para obtenção do
Título de Mestre em Economia

Aluno: Rodrigo Leandro de Moura

Banca Examinadora:

Marcelo Neri (Orientador, EPGE/FGV)

Fábio Augusto Reis Gomes (CEPE/FJP)

Luiz Renato Lima (EPGE/FGV)

Rio de Janeiro

2005

Resumo

Em 2000, o governo federal fixou uma lei que permitia as unidades federativas fixarem pisos salariais acima do salário mínimo. Os estados do Rio de Janeiro e do Rio Grande do Sul adotaram essa lei, a partir de 2001 representando uma oportunidade privilegiada de avaliação dos impactos do salário mínimo. A nova lei ao reajustar de maneira diferenciada entre estados e grupos profissionais oferece 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 salário mínimo no contexto brasileiro.

Inicialmente, testamos a efetividade da nova lei utilizando a Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD) usamos duas metodologias complementares, a saber: i) logits (binário e multinomial) aplicados a PNADS de vários anos tomadas conjuntamente a fim de calcular a probabilidade de acumulação de massa abaixo, igual e acima dos pisos estaduais e do SM; ii) regressões de média e quantílicas para diferenças de salários antes e depois da aplicação da legislação estadual comparando um grupo de tratamento com um grupo de controle. Posteriormente, lançamos mão do aspecto longitudinal da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para aplicarmos em um contexto dinâmico, regressões quantílicas. Os resultados demonstram que a lei exerce algum impacto sobre os quantis de rendimentos situados em torno dos valores assumidos pelos pisos salariais mas ainda existe um nível alto de descumprimento da legislação. Dada esta evidência, buscamos adicionalmente avaliar os impactos sobre o nível de emprego da nova lei utilizando a adoção dos pisos estaduais de salário fluminense e gaúcho como experimentos naturais. Aplicamos estimadores de diferença em diferença aos dados de painel rotativo derivados da PME. Obtivemos um impacto nulo no emprego, que contradiz o modelo usual de oferta e demanda de mercado de trabalho. Este fato pode ser lido como uma evidência adicional da pouca efetividade da lei.

Em uma análise complementar, averiguamos a tentativa de implantação pelo estado da Bahia de um "salário mínimo estadual" de 180 reais em abril de 2000, opondo-se ao aumento de 151 reais fixados pela União. Mas os resultados se mostraram contrários à lei dos pisos estaduais, ou seja, indicaram pouca efetividade também desta lei fixada na Bahia

Agradecimentos

A Deus, meu Senhor, que eu amo e adoro acima de tudo. Ele que me sustenta e me abençoa sempre.

A minha esposa que me ama e sempre está ao meu lado.

Aos meus pais que sempre se dedicaram ao meu crescimento pessoal e profissional.

A Raquel por sua contribuição importante neste trabalho

Ao Marcelo Neri, meu orientador, que sempre me incentivou .

Aos colegas do Mestrado e Doutorado da EPGE, pela amizade e companheirismo.

Aos funcionários da EPGE pelo apoio e amizades

Aos Professores da EPGE, pelo ensino e formação de qualidade .

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 salário mínimo 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 salário mínimo 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 salário mínimo efetivo reduz o nível de emprego da economia. Por outro lado, alguns modelos de monopsonio prevêem que um aumento pequeno do salário mínimo podem ter efeitos positivos, nulos ou negativos no nível de emprego (Albrecht e Axel 1984; Burdett and Mortensen 1989; Zvi Eckstein e Kenneth Wolpin 1990).

As evidências empíricas são inconclusivas. Estudos de séries de tempo da década de 80 para os Estados Unidos (Brown e al. 1982; Brown 1988) estimam uma queda de 1-3% no nível de emprego dos adolescentes para cada 10% de aumento no salário mínimo. 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 salário mínimo 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 RJ estabeleceu pisos salariais para 3 categorias de profissões que variavam de 220 reais até 226 reais.

O salário mínimo 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 salário mínimo 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 salário mínimo. Primeiro, por isolar os efeitos do salário mínimo que atuam pelas vias do mercado de trabalho daquele operante pelas vias fiscais. Na verdade, um princípio fundamental da nova institucionalidade do salário mínimo: permitir que o salário mínimo do mercado de trabalho privado, regulado pela CLT, seja fixado em níveis superiores aos pisos das transferências do setor público¹. Os efeitos do salário mínimo operantes pela via fiscal são menos controversos do que os atuantes pelas vias do trabalho. O canal de atuação do salário mínimo através dos benefícios da previdência social, programas sociais (benefício de prestação continuada e seguro-desemprego entre outros) ou do salário do funcionalismo podem ser avaliados diretamente. Como a magnitude do efeito pelas vias do setor público é muito superior ao do mercado de trabalho privado, a estimativa deste último efeito fica obscurecida por efeitos de injeção de demanda associado a mudanças dos gastos públicos associados ao salário mínimo.

Segundo, quando o salário mínimo 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 salário mínimo. A alta heterogeneidade espacial da efetividade do salário mínimo 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 piso é três vezes maior que na região Metropolitana. Enquanto lá 38% dos empregados remunerados ganham o salário mínimo 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 salário mínimo, 46%, permite estimação precisa dos efeitos obtidos no mercado de trabalho.

A fim de analisar os diversos impactos de tal lei, esta deve ter sido implementada de forma

¹Mesmo 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. Neri (1999) já havia proposto tal regionalização do SM no Brasil.

exógena. Pode-se configurá-la em dois estágios de implementação. No primeiro, quando a lei foi criada pela União para os estados, a legislação foi definida na esfera federal independente da ação ou vontade dos estados e das ocupações definidas. Na época, o governo federal estava sendo pressionado para um aumento mais significativo no SM (visto o pequeno aumento de 11%, passando de R\$136 em 1999 para R\$151 em abril de 2000). O mesmo, então, lançou mão da lei, afim de dar maiores graus de liberdade aos estados e reduzir a pressão política exercida sobre a União. Esse processo corrobora uma certa exogeneidade da lei do ponto de vista estadual. No segundo estágio de implementação os Estados podem fixar pisos acima do SM, com as devidas restrições impostas pela legislação federal², para empregados, classificando-os segundo sua conveniência. Assim, na época da implantação da lei, os estados do RJ e do RS, eram governados por autoridades historicamente comprometidas com questões trabalhistas. O então governador do RJ viria a se candidatar a presidente do Brasil em 2002 e uma das suas plataformas de campanha era elevar o SM federal tal qual ele o fizera para o seu estado. Já o governador do RS, participou da fundação do Partido dos Trabalhadores em 1980 e da Central Única dos Trabalhadores - CUT - em 1983. Assim, estes governadores se destacavam pelo compromisso trabalhista e a geração de empregos. Isso nos leva a crer, que as decisões em ambos os estados, podem, de certa forma, estarem sendo dirigidas para o eleitor mediano, tendo portanto um caráter endógeno na fixação dos pisos estaduais, mesmo que este eleitor mediano seja restrito a um determinado grupo. De toda forma, diversos estudos, alguns seminais como Card and Krueger (1994) 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. Tal análise surgere 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. Estimamos, a partir da PNAD, regressões de variável discreta categórica multinomial e binomial de rendimentos situados no nível dos pisos e abaixo dos mesmos. Em seguida, analisamos 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 afim de verificar o efeito nos quantis de rendimentos que apropriadamente seriam mais afetados pela lei.

Em seguida, utilizamos dados de painel da PME, para as regiões metropolitanas do RJ/Porto

²Basicamente, a lei não permite a fixação de pisos para: (i) trabalhadores que não tenham piso salarial definido em lei federal, convenção ou acordo coletivo de trabalho; (ii) no segundo semestre de ano eleitoral para os cargos de Governador dos Estados e do Distrito Federal e de Deputados Estaduais e Distritais e; (iii) para servidores públicos municipais.

Alegre e de São Paulo, comparamos as variações no emprego e da renda a nível individual 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 efetiva.

Destacamos também que antes da implantação de tal lei federal, na Bahia, em 2000, o então governador anunciou que o piso salarial naquele estado seria de 180 reais, se opondo ao aumento do SM federal para 151 reais. Este "salário mínimo baiano" poderia ter também causado algum impacto na distribuição salarial do estado e isso também é verificado.

Ressaltamos que mudanças no salário mínimo 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 afim de alterar a lei federal que permitiu os estados esta fixação, as 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, RJ e RS. 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 e quantílicas em nível para testar a efetividade da lei sobre os diferenciais salariais de cada grupo ocupacional definido nas leis estaduais do RJ e RS. 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 análise do SM baiano e 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 anexo estão definidos os grupos profissionais para cada ano e estado.

A tabela abaixo resume os valores dos salários mínimos federais (SM) e dos pisos estaduais do RJ e RS medidos em termos da unidade da moeda nacional (R\$). As datas com o mês e ano abreviados apresentados na tabela 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 RJ, bem como para o RS..

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

		abr/00	abr/01	abr/02	abr/03
SM federal		151	180	200	240
			jan/01	jan/02	mai/03
Rio de Janeiro	I		220	240	265
	II		223	250	276
	III		226	260	286
	IV			270	296
	V			280	306
	VI				316
			jul/01	mai/02	mai/03
Rio Grande do Sul	I		230	260	312
	II		235	266	319.2
	III		240	272	326.4
	IV		250	283	339.6

Em relação ao SM baiano, este foi fixado como piso salarial em 180 reais. O então presidente do Congresso, participou do anúncio e chegou a criticar o valor do SM federal naquela época. Assim, a Bahia poderia ser vista como um exemplo de um estado que largou na frente até mesmo da União em relação à fixação de pisos estaduais de salário. Logo, este piso seria válido a partir de 3 de abril de 2000, cobrindo tanto os setores privado e público. Mas deve-se ressaltar que esta medida tem um caráter inconstitucional, dado o fato que o termo "salário mínimo" é definido na Constituição como nacional e unificado.

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, abrangendo, 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 RJ/RS e 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 faz-se 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 dois aspectos interessantes: (1) é possível saber se um indivíduo pertence ao mercado informal da economia (trabalhadores sem carteira assinada); (2) 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 com que pode contar o setor produtivo, isto é, a população ocupada e a população desocupada, assim definidas: população ocupada³ - aquelas pessoas que, num determinado período de referência, trabalharam ou tinham trabalho mas não trabalharam (por exemplo,

³As pessoas ocupadas são classificadas em:

a) Empregados - aquelas pessoas que trabalham para um empregador ou mais, cumprindo uma jornada de trabalho, recebendo em contrapartida uma remuneração em dinheiro ou outra forma de pagamento (moradia, alimentação, vestuário, etc.). Incluem-se, entre as pessoas empregadas, aquelas que prestam serviço militar obrigatório e os clérigos. Os empregados são classificados segundo a existência ou não de carteira de trabalho assinada.

b) Conta Própria - aquelas pessoas que exploram uma atividade econômica ou exercem uma profissão ou ofício, sem empregados.

c) Empregadores - aquelas pessoas que exploram uma atividade econômica ou exercem uma profissão ou ofício, com auxílio de um ou mais empregados.

d) Não Remunerados - aquelas pessoas que exercem uma ocupação econômica, sem remuneração, pelo menos 15

pessoas em férias); população desocupada - aquelas pessoas que não tinham trabalho, num determinado período de referência, mas estavam dispostas a trabalhar, e que, para isso, tomaram alguma providência efetiva (consultando pessoas, jornais, etc.).

Além disso, para todas as estimativas, restringiu-se a amostra aos indivíduos que estavam em ocupações afetadas pela lei⁴, 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 dados da PNAD. Para isto, analisamos algumas estatísticas descritivas preliminares e também obtemos estimativas de regressões para cada ano (em nível) e também utilizando *pooled cross section* dos anos de 1999 até 2003, comparados dois a dois. Ressalta-se aqui que a PNAD não é um painel, então esta abordagem de empilhar os dados de dois anos pode ser interpretada como um pseudo-painel ou ainda, como o empilhamento de grupos sintéticos. Esta última interpretação é mais factível, visto que a primeira necessitaria de se realizar *matching* de indivíduos. Somente na análise dinâmica, lançamos mão também da PME. A PNAD não foi utilizada na análise dinâmica, pois a mesma não é um painel rotativo, e necessitávamos seguir o mesmo indivíduo, na análise quantílica dinâmica⁵. Além disso, na análise utilizando dados da PME, comparou-se RJ/RS somente com SP, visto que SC não é incorporada na pesquisa, e 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.

horas na semana, em ajuda a membro da unidade domiciliar em sua atividade econômica, ou em ajuda a instituições religiosas, beneficentes ou de cooperativismo, ou, ainda, como aprendiz ou estagiário.

⁴Com exceção óbvio, quando comparamos os trabalhadores em ocupações da lei do RJ e RS com os trabalhadores em ocupações fora da lei, mas morando no RJ e RS, onde também consideramos estas profissões não regulamentadas pela lei em questão.

⁵Poder-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) enquanto os quantis mais elevados teriam uma probabilidade maior de pegar rendimentos do período final (que tem rendimentos mais elevados que o período base) Isso levaria a estimativas imprecisas.

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 RJ e RS 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 salarial⁶ maior no grupo de tratamento, em relação ao controle. 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, esperaria-se 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 podem por razões históricas serem maior do que nos estados de comparação. Por isso é importante se adotar estados de comparação com distribuições salariais similares as do RJ e RS.

4.1.1 Estatísticas descritivas

No Apêndice apresentam-se algumas estatísticas descritivas, como os rendimentos médios e de alguns quantis que serão úteis na análise das regressões. O que procuramos fazer é tomar um conjunto de estados, os quais pudéssemos comparar. O critério utilizado foi distribuições salariais similares. Assim, calculamos a distância de informação de Kullback-Leibler definida como:

$$I(f, g) = E \left[\log \frac{\hat{f}(x)}{\hat{g}(x)} \right]$$

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 densidade⁷. Utilizamos a "regra prática" de Silverman(1986), baseada no desvio padrão e na razão interquantílica⁸, para a escolha da janela h :

⁶Define-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.

⁷Utilizamos 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.

⁸A "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

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

onde, σ_x é o desvio padrão amostral e R_x é a razão interquantílica. Assim, estimamos $f(x)$ para RJ/RS e $g(x)$ para diversos estados para as ocupações definidas nas leis estaduais e minimizamos $I(f, g)$ 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 RJ e RS em termos de rendimentos, apresentando uma distância razoavelmente pequena em todos anos. Para o RJ, houve um aumento da diferença para estes estados no primeiro ano de implantação da lei, mas o mesmo acabou se reduzindo nos dois anos subsequentes. Podendo ser um indicativo de que a lei foi mais efetiva no seu primeiro ano. Já para o RS, houve praticamente um aumento para os estados comparativos (SP, PR e SC), podendo ser um indicativo de pouca efetividade da lei no RS. Para os outros estados não existe um padrão bem definido.

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.

na razão interquantílica ($h = 0.79R_x n^{-1/5}$) será melhor para distribuições de cauda longa e assimétricas, mas suavizará 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.

⁹Nota-se da tabela 2, referente ao uso da PME, que Minas Gerais apresenta medidas razoáveis, mas maiores que 0.2, principalmente em meses pré-lei, que seriam os mais importantes para que o controle estivesse mais próximo.

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	Estado	1999	2001	2002	2003
Pará	1.22	0.52	0.75	0.24	Pará	0.48	0.57	0.30	0.31
Ceará	1.02	2.04	1.88	1.01	Ceará	1.08	1.40	0.68	0.70
Pernambuco	1.06	1.57	1.04	0.73	Pernambuco	0.74	0.88	0.66	0.57
Bahia	1.14	1.87	1.52	1.12	Bahia	1.00	0.85	0.55	0.62
Minas Gerais	0.59	0.49	0.81	0.27	Minas Gerais	0.40	0.28	0.27	0.25
Espírito Santo	1.61	0.64	1.63	0.85	Espírito Santo	0.46	0.42	0.19	0.25
São Paulo	-0.14	0.01	-0.14	-0.16	São Paulo	-0.17	-0.10	-0.09	0.00
Paraná	0.16	0.21	0.00	0.09	Paraná	0.06	0.03	-0.03	-0.03
Santa Catarina	-0.12	-0.01	-0.10	-0.22	Santa Catarina	-0.13	-0.11	-0.17	-0.06
Mato Grosso do Sul	0.44	0.74	0.25	0.09	Mato Grosso do Sul	0.24	0.47	0.10	0.11
Mato Grosso	0.46	0.10	-0.12	-0.23	Mato Grosso	0.33	0.14	-0.15	-0.08
Goias	0.80	0.38	0.76	0.27	Goias	0.51	0.31	0.31	0.20

Nota: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD. As áreas sombreadas referem-se às distâncias entre -0.2 e 0.2.

Ocupações do Rio de Janeiro - PME					Ocupações do Rio Grande do Sul - PME				
data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais	data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais
janeiro/2000	-0.10	0.38	0.24	0.12	janeiro/2000	-0.06	0.41	0.21	0.13
fevereiro/2000	-0.07	0.36	0.38	0.17	fevereiro/2000	-0.05	0.39	0.34	0.24
março/2000	-0.12	0.41	0.35	0.23	março/2000	-0.08	0.42	0.30	0.23
abril/2000	-0.08	0.37	0.33	0.25	abril/2000	-0.06	0.42	0.29	0.27
maio/2000	-0.09	0.41	0.40	0.20	maio/2000	-0.07	0.49	0.34	0.21
junho/2000	-0.12	0.32	0.32	0.16	junho/2000	-0.05	0.51	0.27	0.20
julho/2000	-0.10	0.38	0.24	0.10	julho/2000	-0.05	0.51	0.18	0.17
janeiro/2001	-0.03	0.35	0.22	0.11	janeiro/2001	-0.06	0.33	0.13	0.10
fevereiro/2001	-0.06	0.36	0.29	0.18	fevereiro/2001	-0.06	0.42	0.20	0.21
março/2001	-0.05	0.29	0.37	0.17	março/2001	-0.09	0.38	0.27	0.15
abril/2001	0.03	0.36	0.36	0.21	abril/2001	-0.06	0.29	0.21	0.15
maio/2001	-0.04	0.37	0.28	0.13	maio/2001	-0.03	0.33	0.20	0.17
junho/2001	-0.11	0.31	0.28	0.10	junho/2001	-0.10	0.31	0.18	0.09
julho/2001	-0.06	0.31	0.31	0.15	julho/2001	-0.10	0.35	0.17	0.09
agosto/2001	-0.13	0.33	0.22	0.08	agosto/2001	-0.03	0.44	0.22	0.21
setembro/2001	-0.07	0.35	0.19	0.11	setembro/2001	-0.07	0.35	0.13	0.16
outubro/2001	-0.06	0.37	0.25	0.16	outubro/2001	-0.04	0.36	0.19	0.12
novembro/2001	-0.05	0.21	0.19	0.10	novembro/2001	-0.02	0.40	0.18	0.17
dezembro/2001	-0.11	0.18	0.22	0.11	dezembro/2001	-0.06	0.34	0.20	0.15

Nota: Elaboração própria a partir dos microdados da PME. As áreas sombreadas referem-se às distâncias entre -0.2 e 0.2.

Os resultados dos logits foram apresentados para os três estados. Para a regressão quantílica, apresentamos somente em relação a São Paulo, mas regressões foram rodadas comparando também com SC e PR para as estimativas quantílicas em nível, utilizando a PNAD, e os resultados também se apresentaram robustos¹¹.

¹⁰Estimamos as densidades pelo método de kernel, em um grid de números definidos seqüencialmente 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.

¹¹Para as regressões quantílicas dinâmicas, foram estimadas regressões comparativas somente a SP pois a PME para o ano de 2000 abrange um conjunto de estados reduzidos: Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, São Paulo e Rio Grande do Sul. E os três primeiros estados apresentam distâncias de Kullback-Leibler relativamente altas, por isso estimamos somente em relação a São Paulo.

Poder-se-ia testar se a lei é efetiva através da análise das distribuições salariais das ocupações definidas pela lei, que está no Apêndice¹². No entanto, apesar de se observar um ponto de acumulação de massa grande no salário mínimo federal mesmo depois da implantação da lei, 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, 1992). Por isso, adotamos essa estratégia de avaliação da efetividade da lei.

As distribuições dos rendimentos, no Apêndice, mostram em alguns casos, que houve um aumento dos pontos de pressão nos pisos salariais definidos na lei (linhas tracejadas). Mas deve-se notar que existe uma grande concentração de massa salarial no SM (linha sólida). Assim, da tabela abaixo, notamos um percentual grande dos rendimentos dos indivíduos iguais ao SM. Por exemplo, para a categoria 1 das ocupações da lei do RJ (p1rj), em 2001, 13.81% têm a renda igual ao SM, enquanto 5.69% é igual ao piso referente à sua ocupação. 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 RJ e RS, uma freqüência 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%). O efeito contrário (de "número quebrado") também ocorre, sendo bem destacado no RS, 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 efeito da lei. Nota-se, em 2003 para o RJ e RS que a lei é realmente pouco efetiva, quando avaliamos a porcentagem dos rendimentos igual ao piso.

¹²As distribuições salariais no anexo, estão divididas pelos grupos ocupacionais definidos na lei de cada estado. Assim, por exemplo, para o RJ, em 2001, existem 3 grupos profissionais (p1rj, p2rj e p3rj). A linha sólida refere-se ao SM referente ao período (ano) em vigor. E as linhas tracejadas referem-se aos pisos salariais estaduais.

Um cuidado na análise da tabela abaixo deve ser levado em consideração. 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, $sm < w < piso$, se reduziu (dado que o SM subiu); e os rendimentos tendem a se elevar, numa diferença de dois anos¹³. Na análise desta linha da tabela ($sm < w < piso$), não existe um padrão pré-estabelecido de 2001 em diante. Para o RJ, a análise é um pouco mais complicada, visto que os grupos ocupacionais são redivididos a cada ano. Para o RS, com exceção do quarto grupo, os demais apresentaram um trajetória monotonicamente crescente das porcentagens. Isso, pode ser algum indício 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.

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

Tabela 3. Freqüência 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

No Apêndice estão também contidas as tabelas das freqüências e das distribuições salariais para os grupos de controle. Nota-se que os grupos de controle apresentam freqüências 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 deve muito mais aos números redondos dos pisos, mas mesmo nestes casos apresentando uma freqüência menor do que os estados de tratamento. Para rendimentos entre

¹⁴Os pontos de pressão para 2003, no RS, foram permitidos variar em um pequeno intervalo. Por exemplo, indivíduos da categoria 2 que estivessem acumulado seus salários no piso estadual, deveriam receber 319.2. Mas devido a problemas inerentes a 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.

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.

Destacamos também a importância da participação das ocupações definidas na lei no universo de trabalhadores. Da tabela abaixo, observamos que em torno de 20% e 30% dos trabalhadores no RJ e RS, respectivamente, são referentes a profissões que recebem o piso estadual.

Tabela 4..Porcentagem de trabalhadores em relação ao universo total

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%

4.2 Logits binomial e multinomial empilhados

Nesta seção apresentamos o modelo logit multinomial¹⁵ que estimamos por máxima verossimilhança¹⁶. O modelo foi o seguinte:

$$\Pr(\text{ponto}_k = j|x) = \frac{\exp(x\beta_{jk})}{\left[1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right]}, k = \overline{1, 2}, j = 1, 2 \text{ e } k = 3, j = 1$$

em que, "ponto" é a variável de ponto de acumulação. São três os tipos de regressões utilizadas¹⁷:

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

¹⁵O modelo logit é derivado diretamente como um caso especial do logit multinomial

¹⁶O método de maximização da função de verossimilhança utilizado é o do Newton-Raphson.

¹⁷Para 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.

$$\begin{aligned}
ponto_2 &= \begin{cases} 0, & \text{se rendimento} < \text{piso estadual da categoria que pertença} \\ 1, & \text{se rendimento} = \text{piso estadual da categoria que pertença} \\ 2, & \text{se rendimento} > \text{piso estadual da categoria que pertença} \end{cases} \\
ponto_3 &= \begin{cases} 0, & \text{se rendimento} \neq \text{salário mínimo federal} \\ 1, & \text{se rendimento} = \text{salário mínimo federal} \end{cases}
\end{aligned}$$

Ou seja, para as duas primeiras variáveis dependentes, estimamos um modelo logit multinomial. E para a última estimamos um modelo logit binomial. 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, temos que ter:

$$P(ponto_k = 2|x) = \frac{1}{\left[1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right]}, k = \overline{1,3}$$

Assim, sempre comparamos em relação à base ($ponto_k = 2$) que é rendimento acima do piso. Podemos simplificar a notação da probabilidade de resposta como:

$$\begin{aligned}
p_{jk}(x, \beta_k) &= P(ponto_k = j|x) \\
p_{0k}(x, \beta_k) &= P(ponto_k = 2|x)
\end{aligned}$$

Deve-se ressaltar que a interpretação da magnitude dos parâmetros estimados deste modelo não é direta¹⁸. Além disso, através da razão das probabilidades em relação à base temos:

$$\frac{p_{jk}(x, \beta)}{p_{0k}(x, \beta)} = \exp(x\beta_{jk}), k = \overline{1,2}, j = 1, 2 \text{ e } k = 3, j = 1$$

ou ainda:

¹⁸O efeito marginal decorrente de uma mudança em uma variável controle contínua é:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial p_j(x, \beta_k)}{\partial x_i} &= \beta_{jlk} \frac{\exp(x\beta_{jk}) \left(1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right) - \exp(x\beta_{jk}) \left(1 + \sum_{h=1}^J \beta_{hlk} \exp(x\beta_{hk})\right)}{\left(1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right)^2} \\
&= \frac{\exp(x\beta_{jk})}{\left(1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right)} \left\{ \beta_{jlk} - \frac{\left(1 + \sum_{h=1}^J \beta_{hlk} \exp(x\beta_{hk})\right)}{\left(1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right)} \right\} \\
&= p_j(x, \beta_k) \left\{ \beta_{jlk} - \frac{\left(1 + \sum_{h=1}^J \beta_{hlk} \exp(x\beta_{hk})\right)}{\left(1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_{hk})\right)} \right\}
\end{aligned}$$

para $k = \overline{1,3}$

$$\log [p_{jk}(x, \beta)/p_{0k}(x, \beta)] = x\beta_{jk}$$

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, 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* e características dos indivíduos e variável dummy para informalidade); e β o vetor dos parâmetros. As variáveis de tratamento serão:

$$\begin{aligned} \textit{tratamento}_1 &= \begin{cases} 1, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias da lei e morando no RJ (RS)} \\ 0, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias fora da lei e morando no RJ (RS)} \end{cases} \\ \textit{tratamento}_2 &= \begin{cases} 1, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias da lei e morando no RJ (RS)} \\ 0, & \text{se indivíduos ocupados nas categorias da lei e morando em outro(s) estado (s)} \end{cases} \end{aligned}$$

A primeira variável de tratamento, será utilizada no conjunto de regressões que utiliza a variável dependente *ponto₁*, ou seja, nos logits multinomiais que comparam as ocupações dentro e fora da lei (**separadamente**), para indivíduos que moram no próprio RJ ou RS. 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 regressão, utiliza *ponto₂*, conjuntamente com *tratamento₂*, quando se compara RJ (RS) com um outro estado de controle (SP, SC e PR) e também com todas as outras UFs. Estas duas variáveis capturam exatamente os indivíduos das ocupações da lei (do RJ/RS) que recebem abaixo, exatamente igual ou acima do piso referente à sua classe determinada pela legislação estadual. E por fim, os dois tipos de variável de tratamento são utilizadas (separadamente) nas regressões que tem a probabilidade de resposta sendo se a renda da pessoa é igual ao SM (*ponto₃*), ou seja, queremos observar se no grupo de tratamento houve um aumento (queda) maior (menor) na probabilidade de se ter acumulado massa no SM relativo ao grupo de controle.

4.2.1 Resultados

Vale ressaltar inicialmente, como já mencionado na nota 13, que os pontos de pressão para 2003, no RS, foram permitidos variar em um pequeno intervalo. Por exemplo, indivíduos da categoria 2 que estivessem acumulado seus salários no piso estadual, deveriam receber 319.2. Mas devido a problemas inerentes a base de dados (PNAD) que não incorpora as casas decimais, consideramos ponto de pressão todos rendimentos desta categoria que variassem entre 319 e 320. Isso gera um

problema de erro de medida, o qual procuramos minimizar definindo um intervalo mínimo dentro do qual a renda possa variar

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 RJ), 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 a 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 a probabilidade do rendimento estar acima do piso, em relação 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 RJ, 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 RJ, inversamente do que ocorre no RS, após o primeiro ano de implementação. Mas ressalta-se que, para o RS, nos dois últimos anos comparativos, apresentam-se todos sinais negativos e significativos, podendo ter sido ocasionados a problemas inerentes ao erro de medida¹⁹.

Quando se compara o grupo igual ao piso com 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 RJ e RS, de 1999 para 2001, houve um aumento (redução) maior (menor) na razão da probabilidade do rendimento ser igual ao piso em relação a 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 salarial.

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

¹⁹Esse problema de erro de medida será contornado, quando lançamos mão de regressões quantílicas que analisa toda distribuição salarial.

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 apresen-

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	*-20.25777	-	-	-	-
ano	-1.216194	-	-	0.1096117	0.3448193	*20.11643	-	-	-	-
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	*-20.45775	-	*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	**1.985493	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

tasse rendimento igual ao piso. Assim, a variável dummy de tratamento para o grupo de tratamento, prevê a variável dependente perfeitamente quando $\Pr(\text{ponto}|x) = 1$.

Estimamos também um logit em relação à acumulação de massa no SM. E notamos que quando comparamos RJ e RS com outro estado, o efeito tende a ser na maioria dos casos positivo ou nulo. Ou seja, 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.

Tabela 6. Estimativas dos logits para RJ e RS tendo como ponto de acumulação o SM²¹

	1999-2001					2001-2002					2002-2003				
	dentro RJ	RJ-SP	RJ-SC	RJ-PR	RJ-Ufs	dentro RJ	RJ-SP	RJ-SC	RJ-PR	RJ-Ufs	dentro RJ	RJ-SP	RJ-SC	RJ-PR	RJ-Ufs
RJ															
ano*tratamento	-0.0399999	*-0.0924636	*0.5919851	*-0.1581344	*-0.5978737	*0.3951675	*0.319013	-0.0580771	-0.1009244	*-0.5448646	-0.329499	*-0.5962011	**0.4255507	*-1.021963	*-1.163576
ano	*1.403618	*1.443212	*0.7488501	*1.494989	*1.914818	*0.591392	*0.6655553	*1.029155	*1.060525	*1.457596	*1.699981	*1.962445	*1.775034	*2.366354	*2.446784
tratamento	*0.4617048	*0.656667	-0.1403848	**0.2329566	*0.3165475	0.1547999	-0.049187	0.1532131	-0.1079516	0.0212021	*0.9005094	*1.525116	*1.295792	*1.385301	*1.003408
RS															
dentro RS	dentro RS	RS-SP	RS-SC	RS-PR	RS-Ufs	dentro RS	RS-SP	RS-SC	RS-PR	RS-Ufs	dentro RS	RS-SP	RS-SC	RS-PR	RS-Ufs
ano*tratamento	0.1688164	0.1593966	*0.7200945	0.0627503	*-0.3489864	0.1603282	*0.2397979	0.0007307	-0.1941463	*-0.576548	*-0.6213327	-0.208502	-0.278856	*-0.6714722	*-0.7820167
ano	*1.349509	*1.359368	*0.7865686	*1.447827	*1.851723	*0.7083394	*0.6345923	*0.852008	*1.031586	*1.369617	*2.334742	*1.921183	*1.981927	*2.365563	*2.45235
tratamento	0.1098175	0.1886891	*-0.4948183	-0.1485115	-0.1381599	0.1238404	*-0.1682293	0.0104782	*-0.1950286	-0.092542	*0.7261946	*0.5205026	*0.5106273	*0.4577893	0.1523036

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

Estes resultados, apontam, a priori, para um nível alto de descumprimento, vis a vis, uma baixa efetividade da lei. Assim, isso nos leva para a utilização de um método mais robusto, tanto em nível como dinâmico. A seguir, segue o modelo para regressões de média condicional e quantílicas, que analisam o diferencial salarial.

4.3 Regressões de média condicional e quantílicas em nível

As regressões foram estimadas em *cross-section* separadamente para cada ano, estado adotante e incluindo todos os grupos ocupacionais definidas nas leis destes estados. Por exemplo, estimou-se o efeito do diferencial salarial para o RJ em relação a SP incluindo as ocupações dos três grupos profissionais definidos na lei de 2001 do RJ.

O diferencial salarial é medido como a diferença do rendimento em relação ao salário mínimo (SM) do respectivo ano. Assim, estimou-se inicialmente a seguinte equação por mínimos quadrados (MQO):

²¹A dummy de contratos, que capta se o indivíduo está no setor formal ou informal apresentou um sinal negativo, ou seja, a parte desregulada do mercado segue mais o SM do que a parte regulada. Esse é o chamado "efeito-farol" já descrito por Neri, Gonzaga e Camargo (2001). Já para os pisos o sinal da dummy é positivo, apontando para o fato de que os informais não seguem ou reagem menos ao piso estadual.

$$E(s_sm_i|z_i) = \alpha_0 + \alpha_1 drj_i + \sum_j \alpha_j X_{ji} + e_i \quad (1)$$

onde s_sm_i é o diferencial salarial, e z_i é um vetor das variáveis explicativas sendo: drj uma variável dummy com valor um para o RJ e zero para o estado de comparação, o mesmo que foi feito para o RS sendo a variável dummy denominada como drs ; X_j são variáveis de controle, incorporando características individuais, como sexo e idade, além de anos de estudo e uma variável dummy indicativa se o indivíduo pertence ao setor formal²² ou não. 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 é não 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. Assumimos que o modelo de regressão quantílica apresenta um formato linear na função quantílica condicional (Koenker e Basset, 1978)

$$Q_\tau(s_sm_i|z_i) = \alpha_0(\tau) + \alpha_1(\tau) drj_i + \sum_j \alpha_j(\tau) X_{ji} \quad (2)$$

em que τ é o quantil especificado, tal que $\tau \in [0, 1]$.

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

$$\hat{\alpha}(\tau) = \arg \min_{\alpha \in R^p} \sum_{i=1}^n \rho_\tau \left(s_sm_i - \alpha_0 - \alpha_1 drj_i - \sum_j \alpha_j X_{ji} \right)$$

em que $\rho_\tau(u_i) = u_i(\tau - I(u_i < 0))$, e sendo u_i o resíduo. Assim, minimizamos uma soma de resíduos absolutos ponderados assimetricamente que produz os parâmetros do quantil amostral τ como sua solução²³ Por exemplo, se queremos estimar o quantil 0.75, ponderamos, segundo esta

²²Um indivíduo pertence ao setor informal se ele não tem carteira de trabalho, ou se tem não apresenta declaração de carteira.

²³Para maiores detalhes sobre regressão quantílica, boas referências são Koenker e Hallock (2001) para um nível básico e Koenker e Xiao (2001) para um nível mais avançado. Para um estudo completo ver Koenker (2005)

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.

Assim, 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:

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

em que, q é o quantil a ser estimado, u_i é o resíduo²⁴ e $f_{resíduos}()$ refere-se a densidade verdadeira dos resíduos cujo cálculo segue de Rogers (1993)²⁵. Assim, obtemos os intervalos de confiança a um nível de 95% de significância.

²⁴ $u_i = s_sm_i - \alpha_0 - \alpha_1 drj_i - \sum_j \alpha_j X_{ji}$

²⁵ "O 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: Stata Press, 2003). Para maiores detalhes ver Rogers (1993).

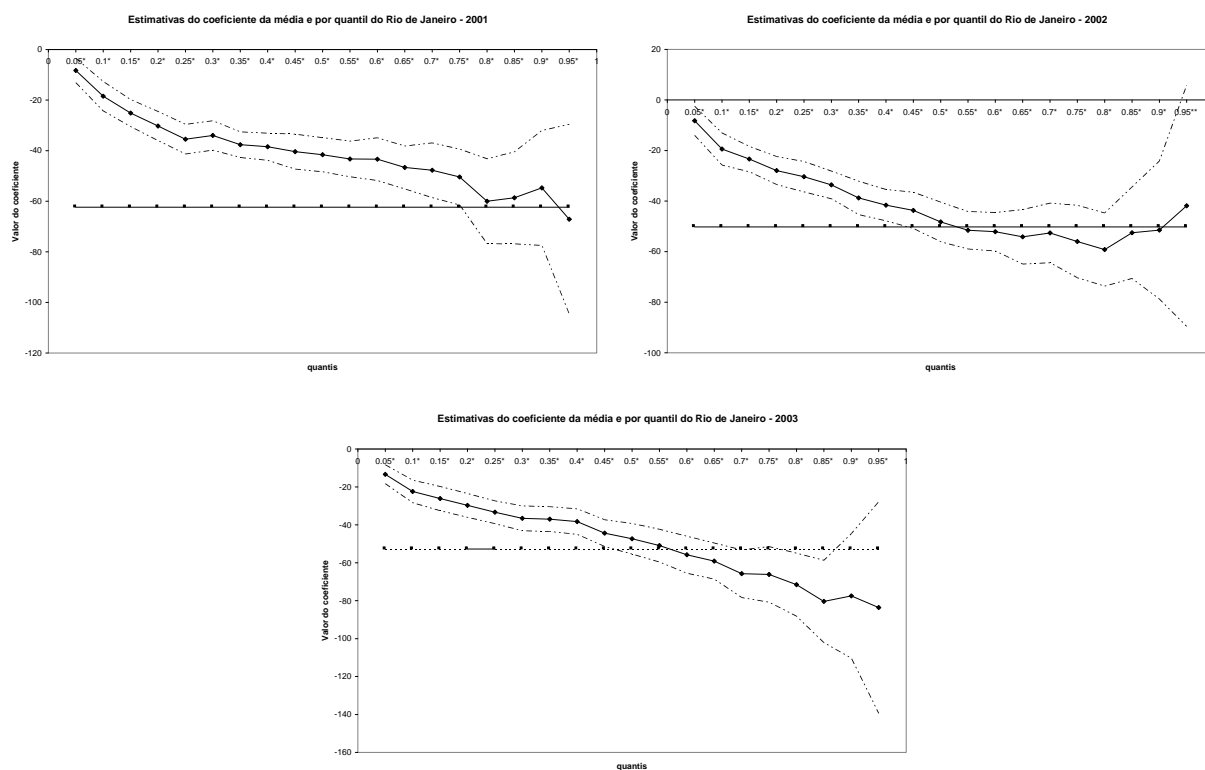
4.3.1 Resultados

Os gráficos a seguir apresentam os resultados das regressões, tanto em termos da OLS (média condicional) como as quantílicas condicionais (dos quantis 0.05 a 0.95, em intervalos espaçados de 0.05). Os resultados dos estados de RJ e o RS 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.

Rio de Janeiro Analisando primeiramente o RJ, temos 3 grupos de regressões, para cada ano. Para a regressão por OLS (linha constante nos gráficos), o efeito demonstrado através da variável dummy para o RJ (drj) demonstra um efeito negativo e significativo em todos anos. Ou seja, o diferencial dos salários em relação ao salário mínimo federal (SM) não foi maior no RJ do que em São Paulo, indicando em um primeiro momento que a lei não surtiu efeito para esse grupo. Esperaria-se que o efeito fosse positivo, para assim demonstrar algum indício de que a lei fosse efetiva.. Direcionando-se para os estimadores por quantil, poder-se-ia observar a lei sendo efetiva para as pessoas nos quantis de renda que são teoricamente mais afetados pela lei (entre 0.25 e 0.5, pois este intervalo abrange os agentes que recebem entre o SM e um pouco acima do maior piso estadual). Mas o que se observa é que o coeficiente da variável dummy drj é negativo e estatisticamente significativo para todos quantis estimados. Observa-se também que o diferencial salarial é maior em São Paulo quanto maior o quantil de renda.

Em 2002, o RJ aumentou os pisos estaduais, de 40 a 80 reais acima do SM e redividiu as profissões em mais grupos, além de inserir novas ocupações dentro da lei. Mas ainda nota-se que o efeito sobre a variável dummy estimada permanece negativo e significativo em todos quantis. Em 2003, o RJ voltou a aumentar os pisos, tendo um acréscimo de 25 até 76 reais acima do SM, mas os estimadores seguem o mesmo padrão dos anos anteriores.

Gráfico 1. Estimativas²⁶ do coeficiente da dummy das regressões (1) e (2) do RJ - 2001 a 2003

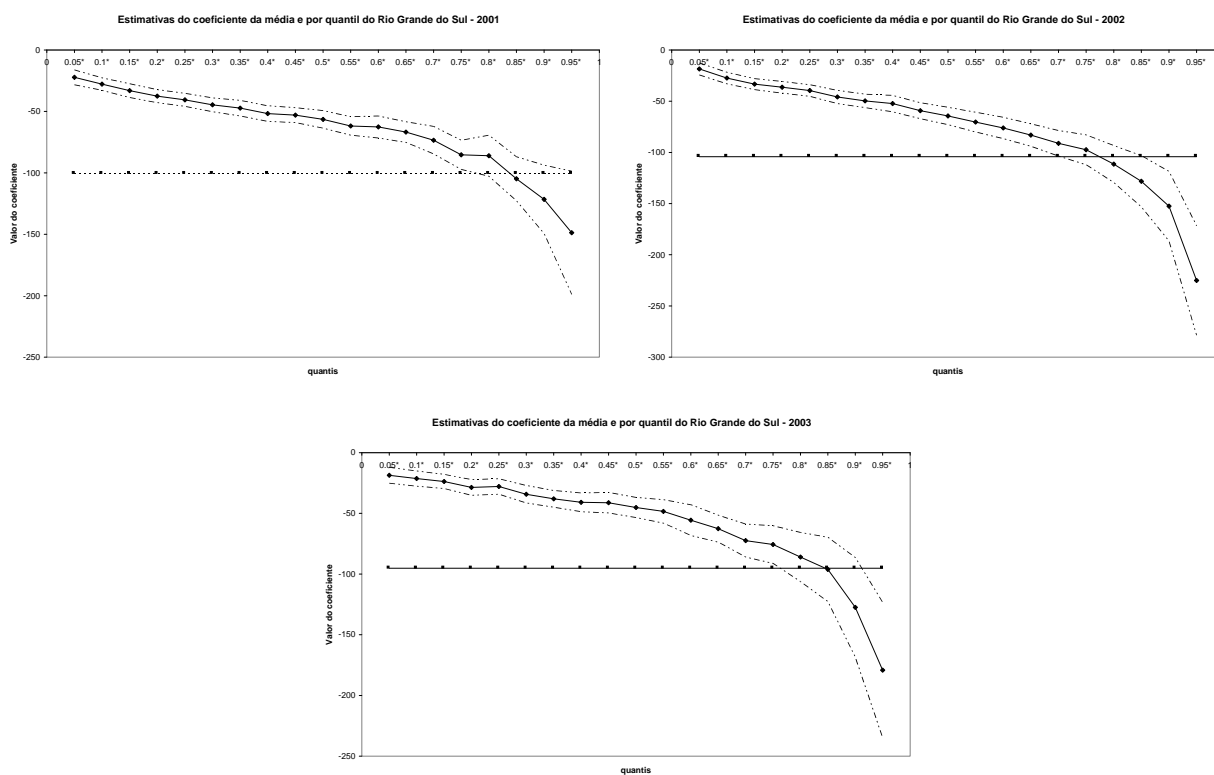


Rio Grande do Sul Nos anos abrangidos, o RS definiu pisos que acresciam do valor do SM relativamente mais do que o RJ. Observou-se, como no caso do RJ, que as estimativas seguem o mesmo padrão, nos três anos analisados. As estimativas para a média são significativas para todos anos.

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 do teste t a 5%.
- (ii) dois asteriscos: rejeita a hipótese nula do teste t a 10%.

Gráfico 2..Estimativas do coeficiente da dummy das regressões (1) e (2) do RS - 2001 a 2003



Como observou-se efeitos negativos e significativos em todas as regressões, isso inicialmente aponta para a não efetividade da lei dos pisos estaduais de salário para os estados adotantes. Poder-se-ia argumentar que a lei poderia ser efetiva, mas os rendimentos dos estados de comparação poderiam ter sofrido reajustes, devido a algum fator não observado ou exógeno, que acompanharia na mesma magnitude o reajuste dos pisos. E existe ainda a hipótese da lei ter gerado algum aumento, em quantis que não esperariam ter sido afetados (quantis de renda abaixo do SM ou acima dos pisos), mas que esse deslocamento da massa salarial não teria sido significativo o suficiente afim do diferencial salarial do RJ ou RS ter sido maior do que São Paulo. Buscamos desta forma, na seção seguinte incorporarmos um contexto dinâmico ao problema afim de gerar resultados mais conclusivos.

4.4 Regressões de média condicional e quantílica dinâmicas

Incorporamos à análise um aspecto dinâmico na avaliação dos diferenciais salariais, incluindo todos os grupos definidos nas leis estaduais do RJ e RS. Além disso, para este modelo, deflacionamos²⁷ o rendimento dos agentes, bem como o SM, com o intuito de isolar o efeito da inflação sobre algum possível ganho salarial. Para este modelo corrigimos o erro padrão, utilizando o estimador de White (1980) já citado. Assim, o estimamos por mínimos quadrados ordinários um modelo de diferenças em diferenças para avaliar a mudança do diferencial salarial, utilizando dados da PME. Assim, estimamos o seguinte modelo:

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

Como antes, drj_i é zero se o agente pertence ao grupo de controle e um se pertence ao grupo de tratamento. A variável dummy $dmes_t$, recebe valor zero para o mês base, e um para o mês final. 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 natureza (sexo) ou porque variam pouco de um mês para outro (idade, anos de estudo), visto que a estimação é apenas para fins empíricos. Assim, estimamos o seguinte modelo:

$$\Delta(s_sm_i) = \alpha_2 + \alpha_3 drj_i + v_i \tag{3}$$

em que, a variável tratamento (drj_i) diferenciada recebe valor um para as ocupações do estado de tratamento (RJ ou RS) e zero para as ocupações do estado de controle (SP). Além da regressão de média condicional, estimamos regressões quantílicas para as mesmas variáveis.

Destaca-se que, na avaliação sobre o nível de emprego, consideramos a amostra para aqueles que recebiam entre o SM e o piso, mas agora estamos considerando todos, pois será estimado para o modelo acima regressões quantílicas, afim de averiguar o efeito da lei sobre a variação do diferencial salarial para todos os quantis de renda, visto que o efeito poderia ter sido dissipado para aqueles

²⁷O índice utilizado foi o INPC com base em preços de março de 2005.

que recebem acima também, ou ainda para aqueles que recebem abaixo do SM. Assim, estimamos também o seguinte modelo para regressões quantílicas:

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

Ressalta-se também que, os agentes pertencem no período inicial ao seu grupo ocupacional, mas no período seguinte, consideramos apenas que eles podem ter permanecido dentro de seu grupo ocupacional, ou se 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.

4.4.1 Resultados

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 PME²⁸. 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 2001²⁹, 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

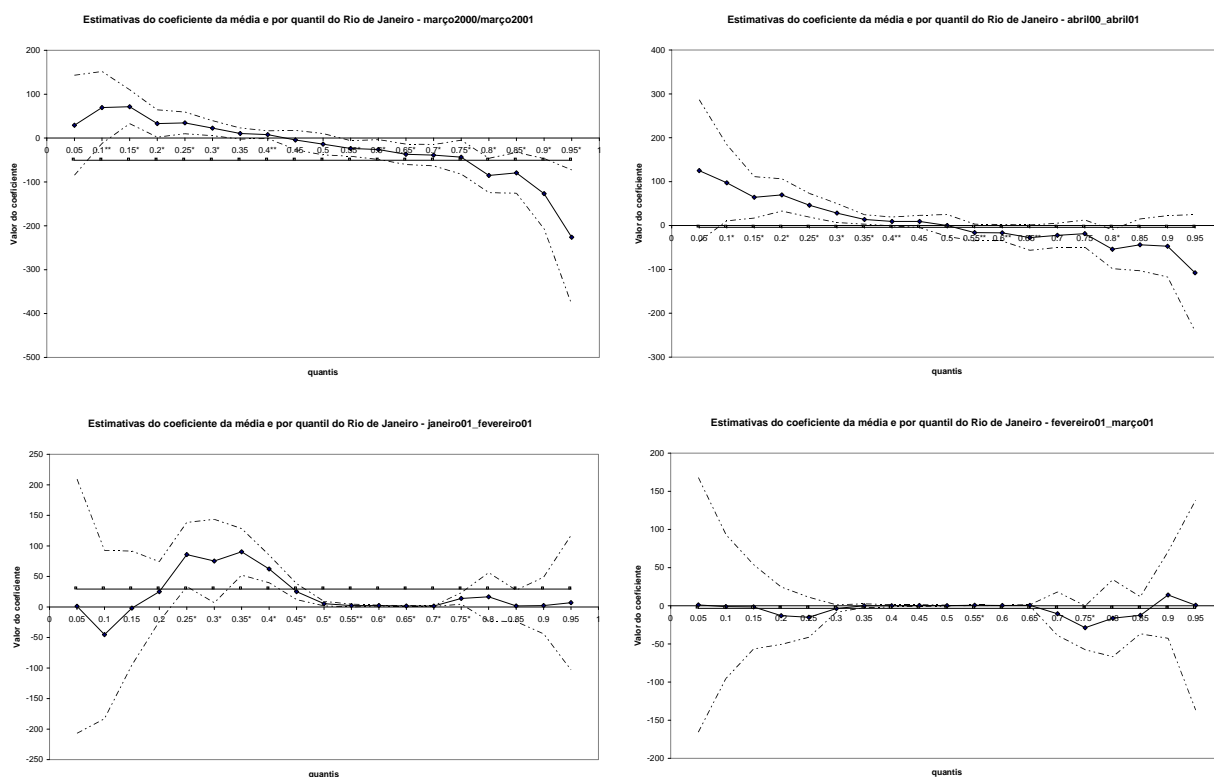
²⁸Ressaltamos que na época de análise destes impactos, tínhamos disponíveis os dados da PME de janeiro a julho de 2000 e do ano inteiro de 2001.

²⁹Vale ressaltar que os rendimentos da PME dos meses especificados, referem-se ao mês anterior. Então, o salário do mês de março de 2000 refere-se ao mês de fevereiro

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 comparado 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 esperaria-se, para este último caso, que este aumento fosse maior nos estados de tratamento, caso a lei fosse efetiva. Esperaria-se 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".

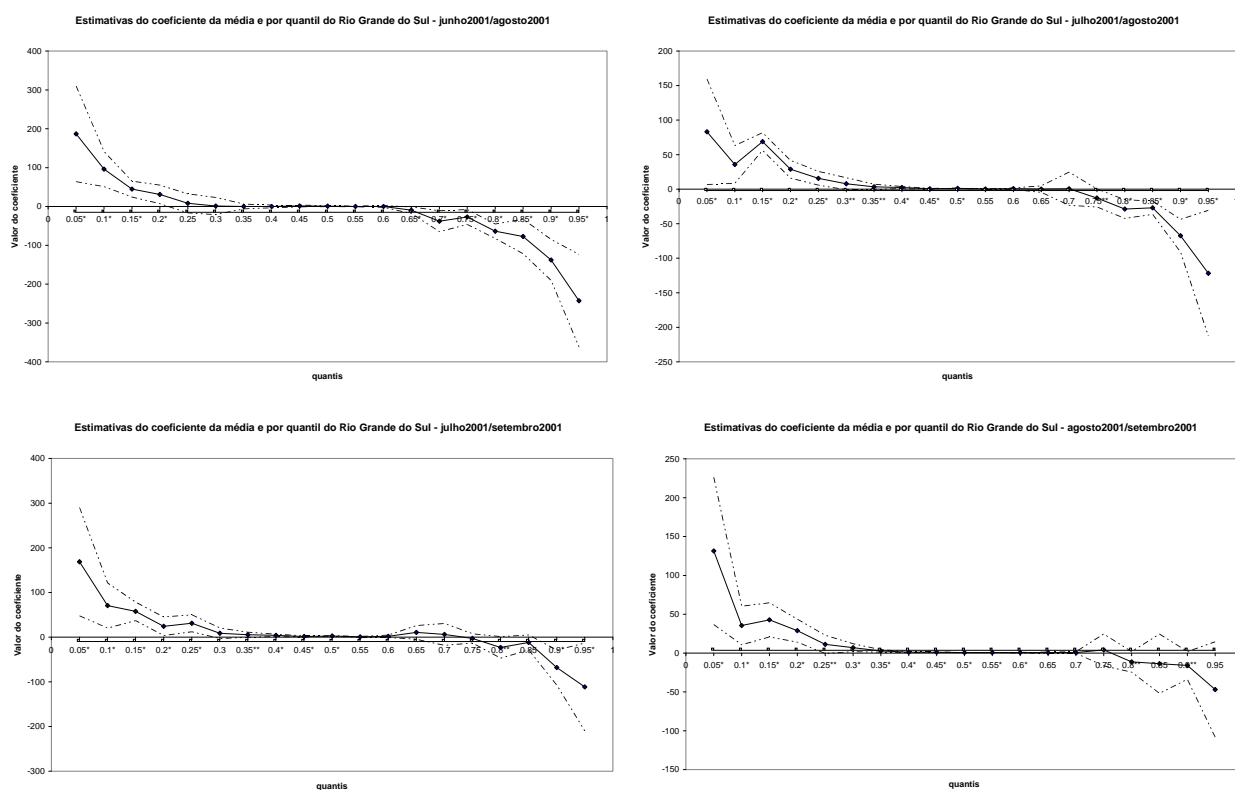
Gráfico 3. Estimativas do coeficiente da dummy das regressões (3) e (4) do RJ



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 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 gaúchos³⁰. 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.

³⁰ Ressalta-se que, junho2001/agosto2001 provavelmente não consegue captar efeitos da lei, bem como julho2001/agosto2001. Isso porque o período final refere-se a rendimentos de julho de 2001 e a lei provavelmente foi 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 foram no meio do ano, abstraindo-se de efeitos de SM e décimo-terceiro.

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



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 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

Na análise do impacto sobre o nível de emprego, para o grupo de tratamento, incluímos apenas as pessoas da região metropolitana do RJ ou RS que são empregadas em uma das categorias profissionais abrangidas pelas leis estaduais e cujo salário na data base era maior do que o salário mínimo 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 grupo de tratamento (RJ ou RS).

Além disso, incluímos um termo de efeito fixo (c_i) para captar outras características do indivíduo que não são observáveis, 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 (α_{6t}), devido a algum fator comum entre os estados, mas que se alterou de um período para outro.

$$\begin{aligned}
 emp_{k,i,t} &= \alpha_1 + \alpha_2 \cdot sexo_{i,t} + \alpha_3 \cdot idade_{i,t} & (5) \\
 &+ \alpha_4 \cdot escol_{i,t} + \alpha_5 \cdot trat_{i,t} + \alpha_{6t} + c_i + u_{i,t} \\
 \text{com } t &= 0, 1 \text{ e } k = 1, 2
 \end{aligned}$$

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

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

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

$idade_i$ = 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 RJ e RS. 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 (RJ e RS) e zero para os do grupos de controle.

Uma forma de estimar o parâmetro de interesse α_5 é empilhar os dados de cross section dos dois período e usar o método de mínimos quadrados ordinários. Mas para produzir estimativas consistentes, deveríamos assumir que c_i não é correlacionado com $trat_{i,t}$, visto que o termo errático pode ser escrito como $v_{it} = c_i + u_{it}$. Não basta garantir a não correlação em relação a u_{it} , pois se for com c_i o estimador será viesado e inconsistente (Hausman e Taylor, 1981). Assim, se diferenciarmos, c_i sumirá. Ao fazermos a primeira diferença na regressão acima, obtemos:

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

Então a variável $\Delta trat_{i,t}$ é uma variável dummy com valor 1 se a o indivíduo mora no RJ ou RS 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 a 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.

Além disso, uma hipótese importante feita nesta análise sobre o nível de emprego é de que a lei foi efetiva, ou seja, que ela gerou os incentivos corretos afim dos agentes cumprirem-na.

5.2 Resultados 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 salário mínimo nacional que ocorreu em maio de 2000 e maio de 2001. Além disso, para o caso do RJ, em que a lei estadual é válida a partir de 1 de janeiro de 2001, evitamos utilizar o mês de janeiro e fevereiro, pois a informação de rendimento de trabalho disponível na PME é o rendimento efetivo do trabalho no mês anterior incluindo extras, de forma que nos meses iniciais do ano o rendimento inclui o décimo terceiro para algumas pessoas e não para outras, o que faz com que a definição de grupo de tratamento e grupo de controle seja enganosa, ou não representativa. 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 são estatisticamente iguais a zero.

Tabela 7..Estimativas da regressão (6) sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado segundo data base e datafinal

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 da regressão (6) sobre a transição de empregado formal para empregado informal ou desempregado segundo data base e datafinal

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 RJ, que adotou em janeiro de 2001, o SM que vigorava era de 151, enquanto seus pisos variaram de 220 a 226, um aumento de quase 50%. Já o RS, quando efetivou sua lei estadual, o SM já era de 180 e seus pisos variaram de 230 a 250, ou seja um aumento de mais de 25% para o menor piso e de quase 40% para o maior piso. Assim, esta evidência de nulidade no nível do emprego, frente

à imposição dos pisos estaduais, nos leva a crer, como evidência adicional às já apresentadas, que a lei tem um baixo grau de efetividade. Neste caso, não temos uma evidência de falha do modelo neoclássico. Vale ressaltar que, como fator adicional, esperaríamos uma queda do nível de emprego, para o referido aumento no Brasil (Neri e Moura, 2005).

6 Evidências do "salário mínimo baiano"

Nesta subseção apresentamos estimativas adicionais sobre o deslocamento da massa salarial em relação ao então chamado "salário mínimo baiano". Observa-se inicialmente das distribuições salariais em anexo³¹, que já existia um ponto de acumulação no "SM baiano" de 180 reais e que ele praticamente não se altera após a determinação da lei baiana. O que nota-se, a priori, é apenas a acumulação de massa no SM federal.

Assim, comparou-se Bahia com Pernambuco, pois conforme tabela apresentada no anexo sobre os percentis dos dois estados para 2000, Pernambuco é o que mais se aproxima, em termos de distribuição dos rendimentos do trabalho, da Bahia.

Os cálculos se baseiam conforme equação (3) e (4), tanto para a média quanto para os quantis. Assim, foram feitas regressões para um conjunto de datas-base e datas-final. A variável de tratamento, é uma dummy com valor um se o agente pertence ao estado baiano e zero se ao pernambucano. Considerou-se apenas os agentes que estavam e permaneceram empregados no período pré e pós lei. Vale lembrar que a lei abrange todos os trabalhadores do setor privado e público. Vale ressaltar que foram estimadas diversas regressões para várias datas, visto que em maio de 2000 o SM federal foi reajustado de 136 reais para 151 reais e isso poderia distorcer um pouco os efeitos do SM baiano.

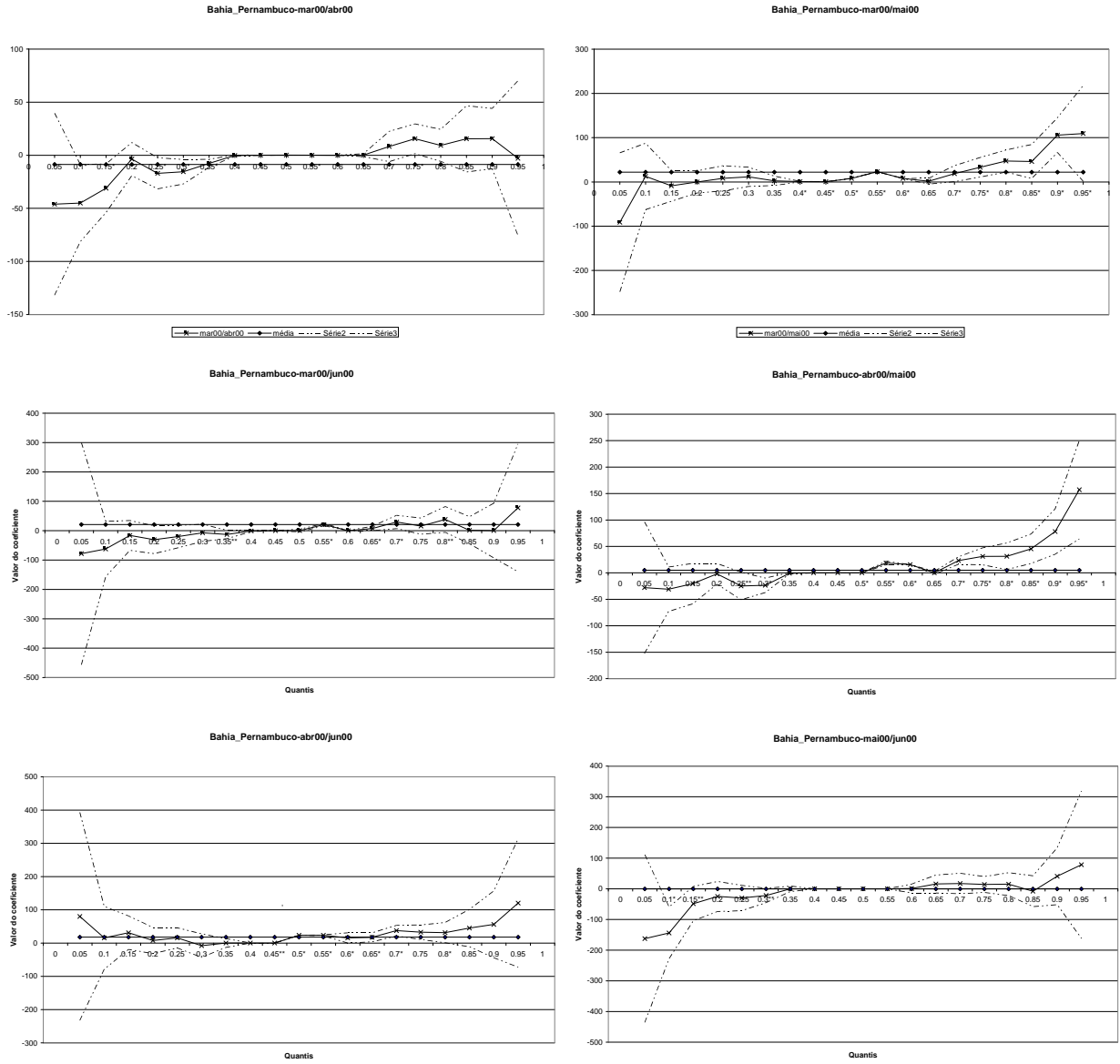
Observamos, para todas as datas base (com exceção de abril00/jun00 que é o período que mais capta o aumento do SM federal), que a alteração do diferencial salarial: (i) foi negativa para os quantis baixo, (ii) nula para os intermediários (mais efetivos à lei) (iii) e foi positiva para os quantis mais elevados. O melhor período base para efeitos de comparação é o último (mai00/jun00) pois neste, que refere-se aos rendimentos de abril00/mai00, o aumento do SM acabou de ocorrer e estaria captando a variação do possível impacto do aumento do SM federal para o "SM baiano". Assim,

³¹As distribuições salariais da Bahia vão de março até julho de 2000. As linhas sólidas referem-se ao SM, enquanto a linha tracejada refere-se ao "SM baiano" de 180 reais. Em abril e maio, existem duas linhas sólidas, referentes ao SM de 1999 (136) e 2000 (151). Nota-se uma mudança dos pontos de acumulação, de abril para maio, referentes à mudança do SM. Vale lembrar que os rendimentos da PME referem-se ao mês anterior, por isso, somente no mês de maio nota-se acumulação de massa no novo SM, que refere-se à renda de abril, mês que foi fixado o novo SM.

a lei baiana, não proporcionou um deslocamento da massa salarial para os indivíduos nos quantis de renda que deveriam ser *binding* à lei, mas pode ter ocasionado um aumento de renda para os agentes de renda mais elevada, gerando assim o efeito *ripple*.³²

³²Deve-se notar que este efeito é mais consistente quando há algum efeito nos quantis intermediários. Ou seja, se houver impacto nos quantis *binding* então poderá haver efeito onda. Ou seja, se paga-se o aumento do piso estadual para os trabalhadores entre o SM e o piso estadual, então poderá ocorrer aumento para os que recebem acima do piso. Para o inverso da lógica, pode não ser um indicativo de existência do efeito onda, sendo apenas uma relação espúria.

Gráfico 5..Estimativas dos coeficientes da variável tratamento das regressões (3) e (4) por datas-base e datas-final



7 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.

A evidência sobre o "salário mínimo baiano" nos mostra que nem mesmo esta medida apelativa na Bahia que teve um caráter inconstitucional, visto que o SM é nacional e unificado, não surtiu efeito na distribuição de rendimentos para os quantis baixos e intermediários e portanto sem possibilidades de avaliar qualquer impacto no emprego e outras variáveis econômicas relevantes para estes grupos.

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

Referências

- [1] ALBRECHT, JAMES; AXEL, BO; " An Equilibrium Model of Search Unemployment" Journal of Political Economy, 92(5), pp. 824-40, 1984
- [2] ASHENFELTER, ORLEY; SMITH, ROBERT; "Compliance with the minimum wage law". Journal of Political Economy, 87:333-50, 1979
- [3] BELL, LINDA; "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia" Journal of Economic Literature, 15(3), pp. S102-S135, 1997.
- [4] BROWN, CHARLES; "Minimum Wage Laws: Are They Overrated?" Journal of Economic Perspectives, 2(3), pp. 133-46, 1988.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 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, 1992.
- [8] —————; "Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989" Industrial Labor and Relations Review, 46(1), pp. 38-54, 1992.
- [9] 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.
- [10] —————; Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wages, Princeton University Press, 1995.
- [11] ECKSTEIN, ZVI; WOLPIN, KENNETH I.; "Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals" Econometrica, 58(4), pp. 783-808, 1990
- [12] HAUSMAN, J. A.; TAYLOR, W. "Panel Data and unobservable individual effects. Econometrica, 49(6): 1377-1398, 1981.

- [13] 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
- [14] KOENKER, R. *Quantile Regression*. Econometric Society monographs, 2005.
- [15] KOENKER, R. e BASSET, G. "Regression Quantiles". *Econometrica*. 46, pp.33-49, 1978.
- [16] —————; "Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles". *Econometrica* 50(1), pp.43-61, 1982.
- [17] KOENKER, ROGER e HALLOCK, KEVIN F."Quantile Regression". *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), pp.143-156, 2001.
- [18] KOENKER e XIAO, 2001. "Inference on the Quantile Regression Process". *Econometrica*, 70(4), pp.1583-1612, 2002.
- [19] MANNING, ALAN; "Labour Markets With Company Wage Policies." LSE Centre for Economic Performance Discussion Paper no. 214, 1994.
- [20] NERI, MARCELO. "Salário Mínimo: O Reajuste de 99, a Desvinculação e a Regionalização", Nota técnica, Boletim Conjuntural do IPEA, N° 45, Abril 1999.
- [21] NERI, MARCELO e MOURA, RODRIGO LEANDRO DE. "La institucionalidad del salario mínimo en Brasil". OIT, 2005.
- [22] NERI, MARCELO; GONZAGA, GUSTAVO e CAMARGO, JOSÉ MÁRCIO. "Salário Mínimo, 'Efeito-farol' e Pobreza". *Revista de Economia Política*, 21(2), 82, pp.78-89, 2001
- [23] NEUMARK, DAVID; WASCHER, WILLIAM; "Employment Effects os minimum and sub-minimum wage: panel data on state minimum wage laws" *Industrial Labor and Relations Review*, 46(1), pp. 55-81, 1992.
- [24] ROGERS, W. H. "Quantile regression standard errors". *Stata Technical Bulletin* 9: 16-19. Reprinted in *Stata Technical Bulletin Reprints*, 2, pp. 133-137, 1992.
- [25] SILVERMAN, B. W. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman & Hall, 1986.
- [26] WHITE, H. "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica* 48, 817-838, 1980.
- [27] WOOLDRIDGE, JEFFREY M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2002.

Apêndice

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

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

O Presidente da República

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

Art. 1º

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

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

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

II – em relação à remuneração de servidores públicos municipais.

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

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

7.2 Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RJ

7.2.1 2001

I - R\$ 220,00 (duzentos e vinte reais) - 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 (duzentos e vinte e três reais) - 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 (duzentos e vinte e seis reais) - Para mestres, contramestres, supervisores de produção e manutenção industrial; operadores de instalações de processamentos químicos; marceneiros e operadores de máquinas de lavar madeira; trabalhadores de usinagem de metais; ajustadores mecânicos, montadores e mecânicos de máquinas, veículos e instrumentos de precisão; eletricista e eletrônicos; operadores de estações de rádio e televisão e de equipamentos de sonorização e projeções cinematográficas; joalheiros e ourives e trabalhadores de artes gráficas.

7.2.2 2002

I - R\$ 240,00 (duzentos e quarenta Reais) – 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 (duzentos e cinqüenta Reais) – 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 (duzentos e sessenta Reais) – 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 (duzentos e setenta Reais) – Para administradores, capatazes de exploração agropecuárias florestais; trabalhadores de usinagem de metais; encanadores, soldadores, chapeadores,

caldeiros 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 (duzentos e oitenta Reais) – 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.

7.2.3 2003

I – R\$ 265,00 (duzentos e sessenta e cinco reais) – Para os trabalhadores agropecuários e florestais;

II - R\$ 276,00 (duzentos e setenta e seis reais) – 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 (duzentos e oitenta e seis reais) – Para classificadores de correspondência e carteiros; trabalhadores em serviços administrativos, cozinheiros; operadores de caixa; lavadeiros e tintureiros; barbeiros, cabeleiros, 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; trabal-

hadores de serviços de proteção e segurança; trabalhadores de serviços de turismo e hospedagem;

IV - R\$ 296,00 (duzentos e noventa e seis reais) – 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 (trezentos e seis reais) – Para administradores, capatazes de explorações agropecuárias florestais; trabalhadores de usinagem de metais; encanadores; soldadores; chapeadores; caldeiros 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 (trezentos e dezesseis reais) – 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 mestría; 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.

7.3 Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RS

7.3.1 2001 a 2003

I – de R\$ 260 (duzentos e sessenta reais) para os seguintes trabalhadores:

na agricultura e na pecuária

nas industria extrativas;

em empresas de pesca;

empregados domésticos;

em turismo e hospitalidade;
nas indústrias da construção civil;
nas indústrias de instrumentos musicais e brinquedos;
em estabelecimentos hípicas;
II – de R\$ 266,00 (Duzentos e sessenta e seis reais) para os seguintes trabalhadores:
nas indústrias do vestuário e do calçado;
nas indústrias de fiação e tecelagem;
nas indústrias de artefatos de couro;
nas indústrias do papel, papelão e curtiça;
em empresas distribuidoras e vendedoras de jornais e revistas e empregados em bancas, vendedores ambulantes de jornais e revistas;
empregados da administração das empresas proprietárias de jornais e revistas;
empregados em estabelecimento de serviços de saúde.
III – de R\$ 272,00 (Duzentos e setenta e dois reais) 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 (Duzentos e oitenta e três reais), 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).

	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

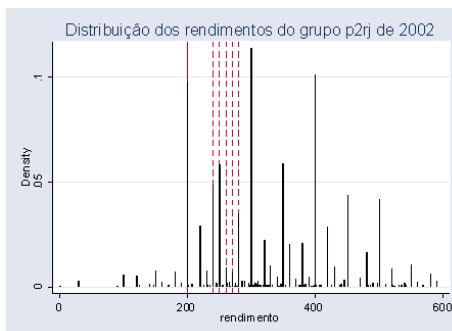
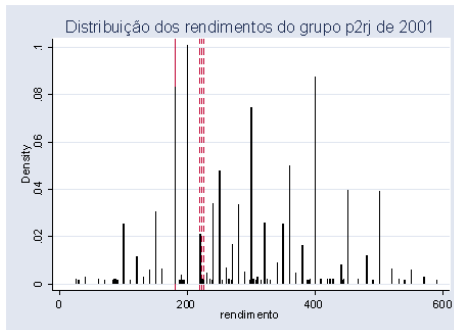
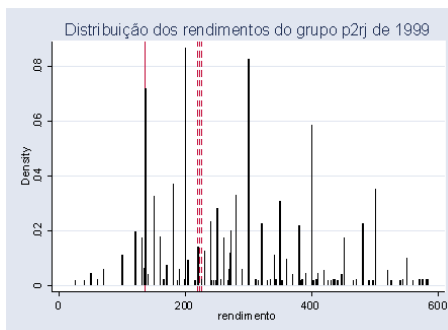
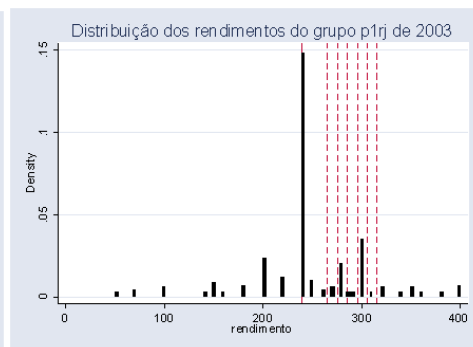
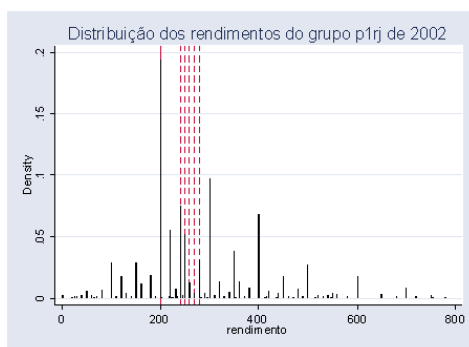
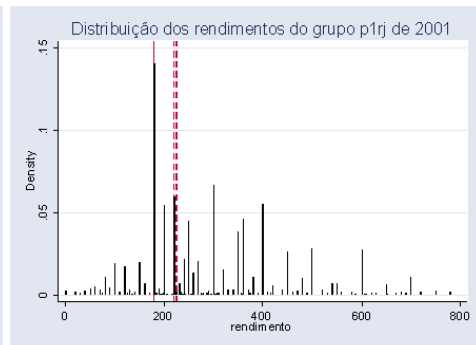
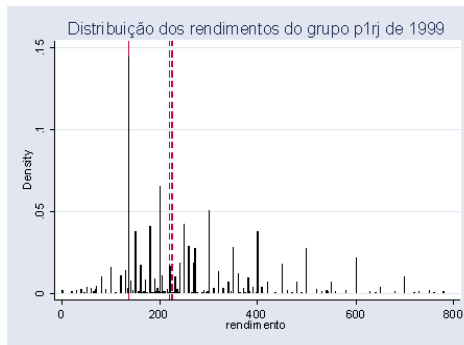
*As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (renda entre o SM e um pouco acima do maior piso do RJ em 2001 (R\$226))

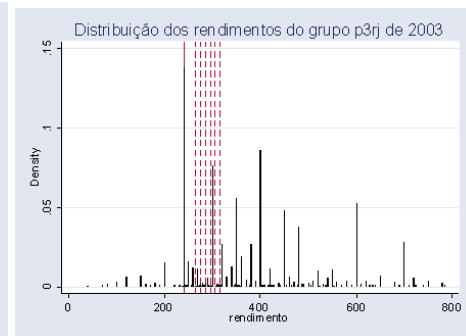
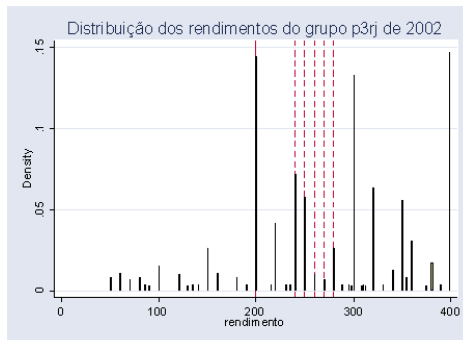
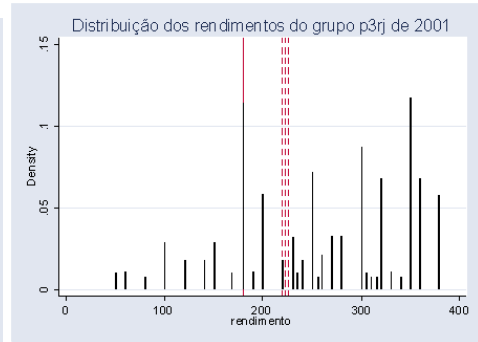
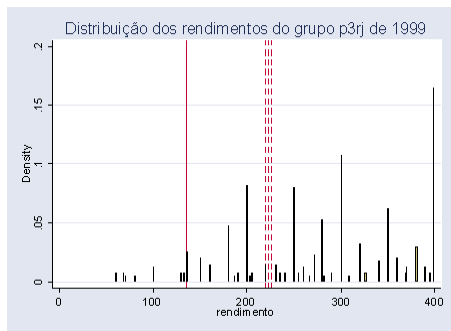
Tabela A3.Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RS*

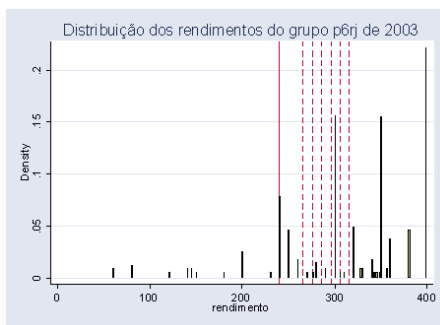
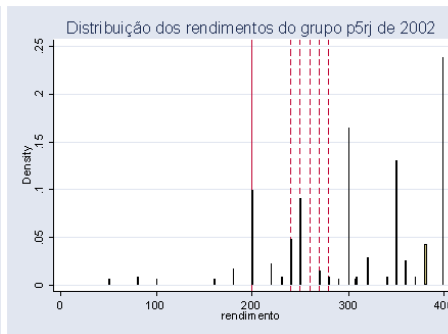
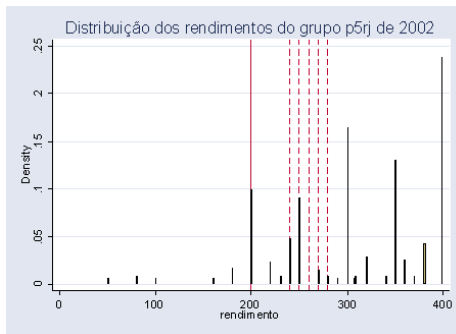
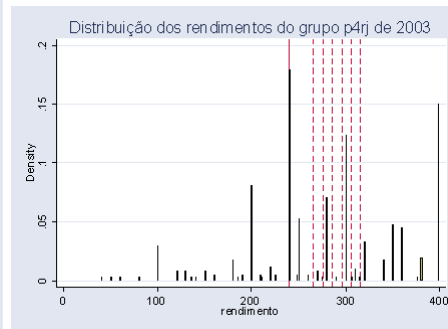
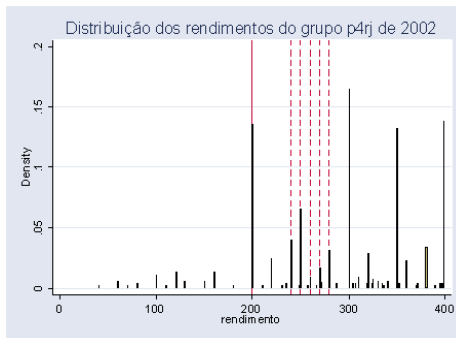
	junho/2001		julho/2001		agosto/2001		setembro/2001	
	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP
média	883.29	719.11	895.31	715.16	913.84	719.92	899.53	719.02
percentil								
1	100	90	80	90	80	100	90	100
5	180	180	180	180	180	180	180	180
10	200	180	200	180	200	180	200	200
15	250	200	250	200	250	200	250	200.75
20	270.4	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

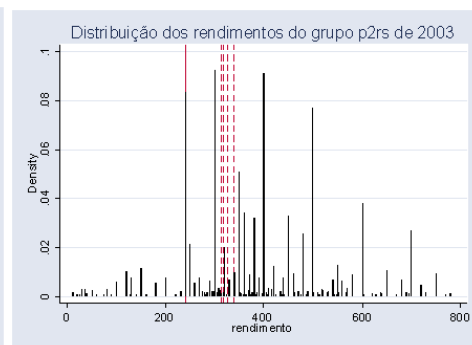
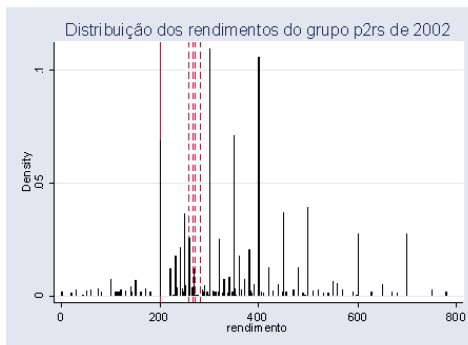
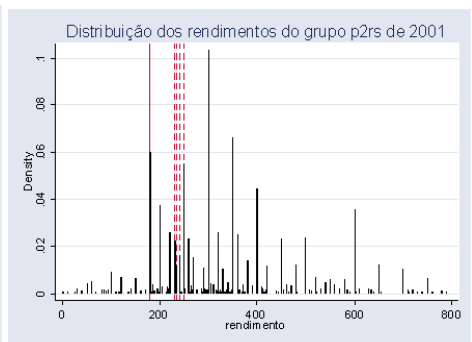
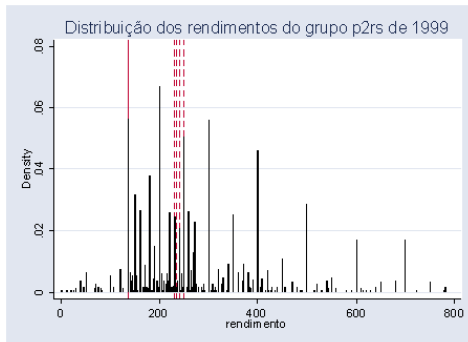
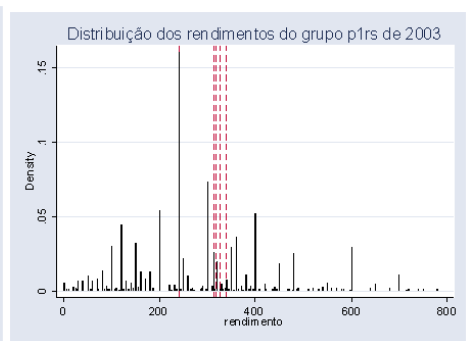
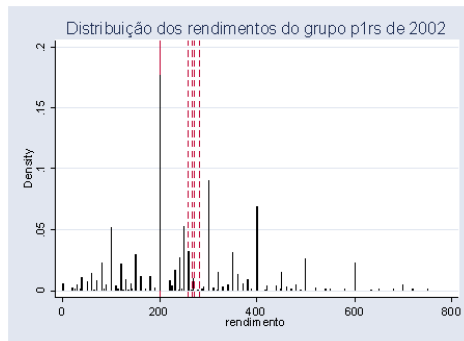
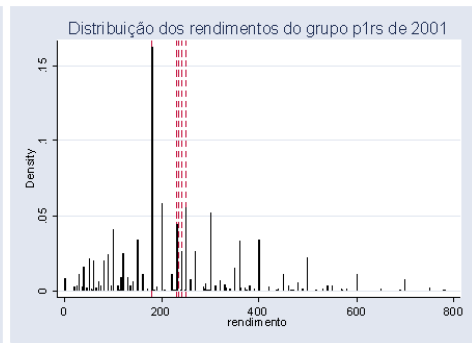
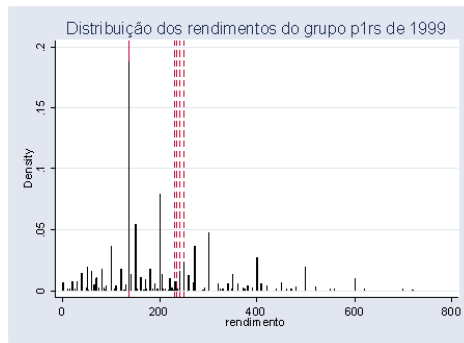
*As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (renda entre o SM e um pouco acima do maior piso do RS em 2001 (R\$250))

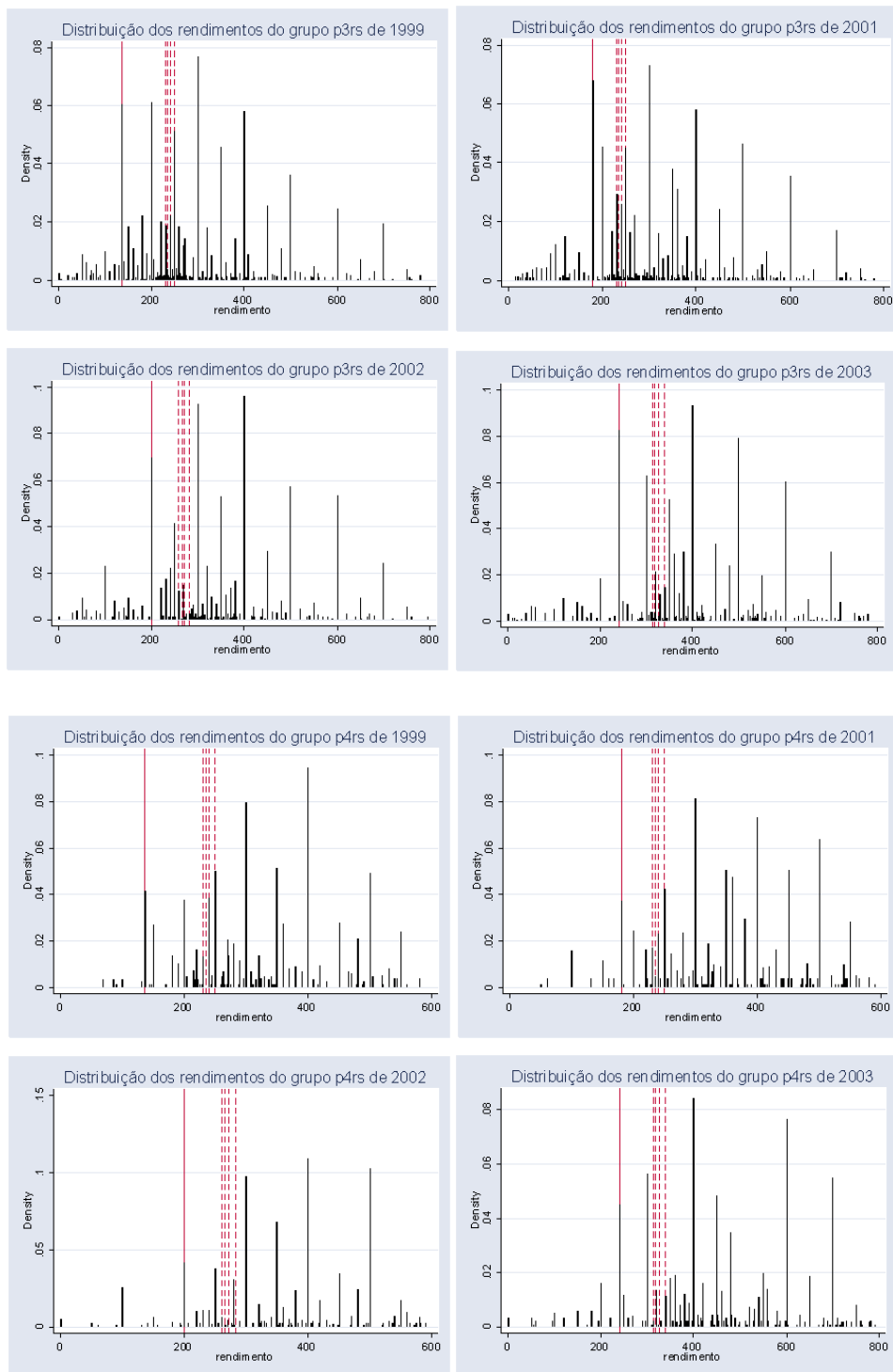
Gráficos A1. Distribuição dos rendimentos do RJ e RS das ocupações definidas na lei



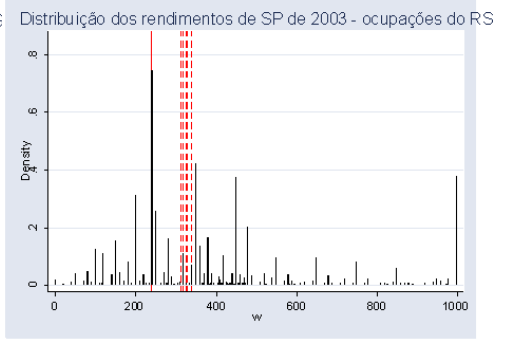
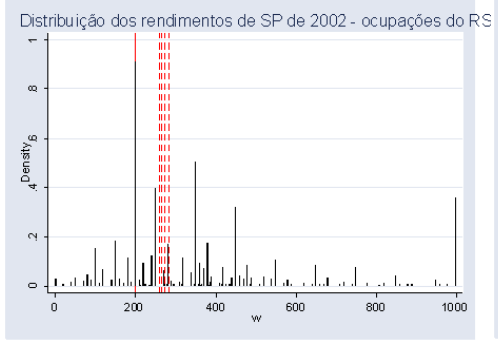
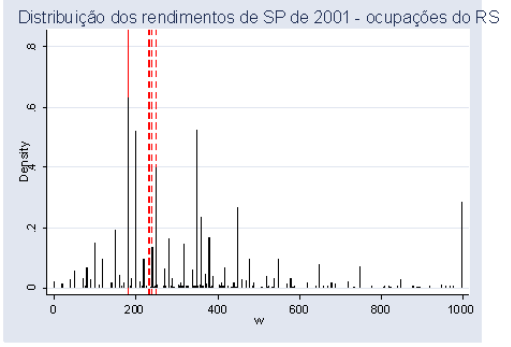
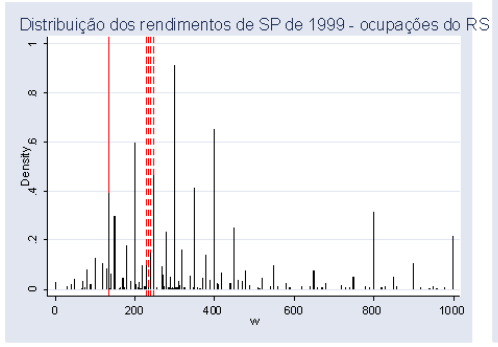
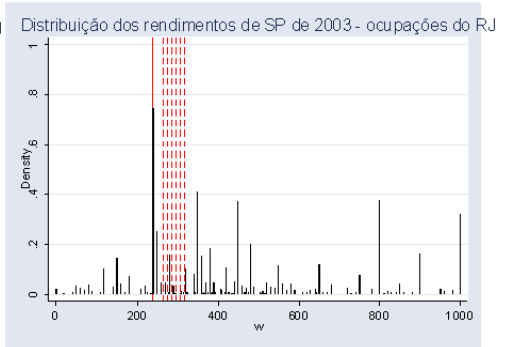
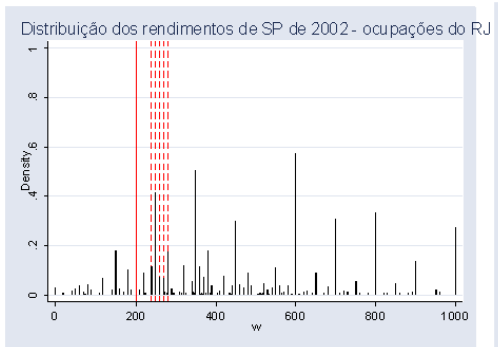
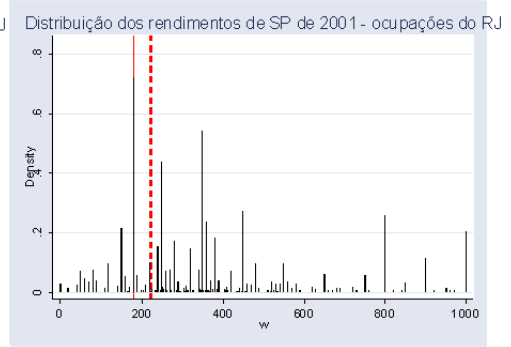
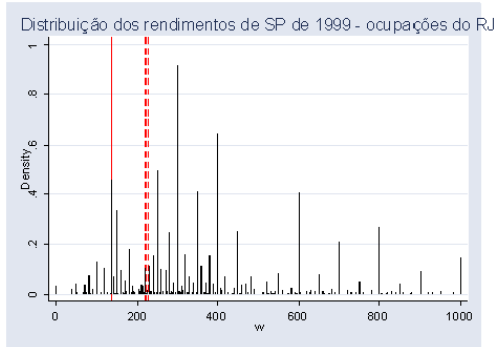


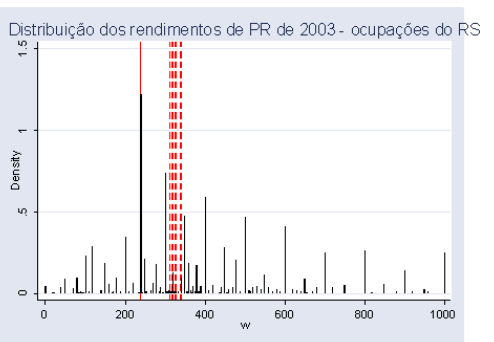
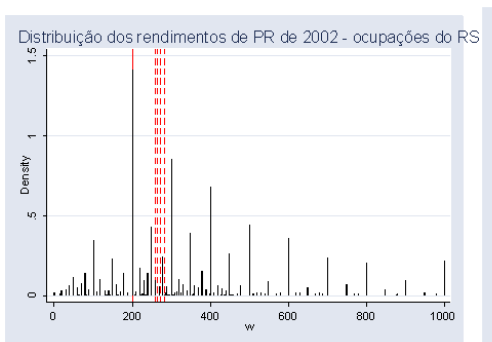
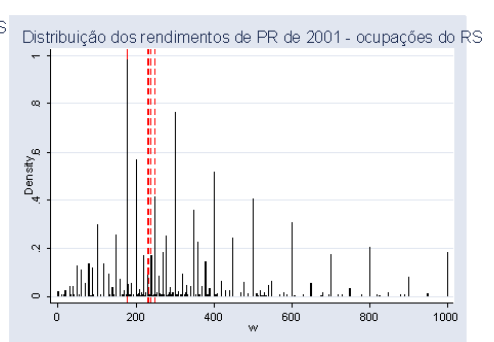
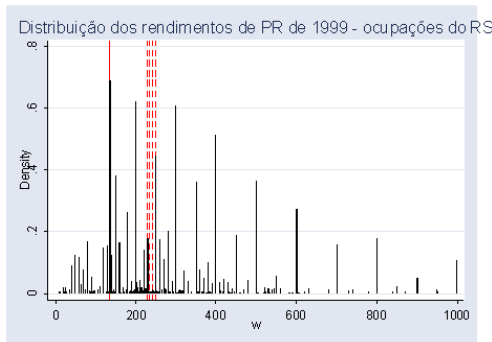
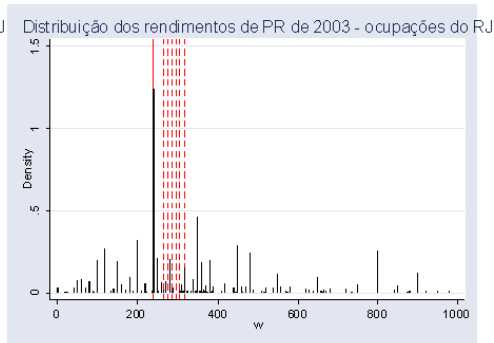
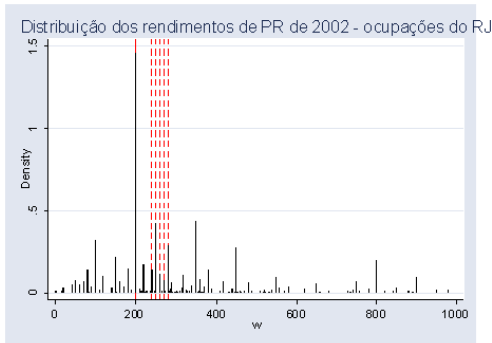
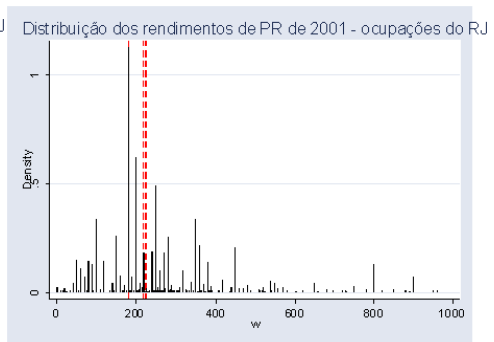
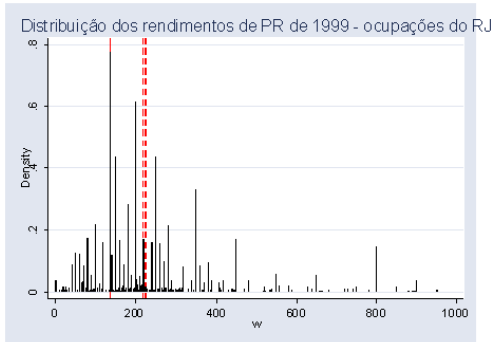


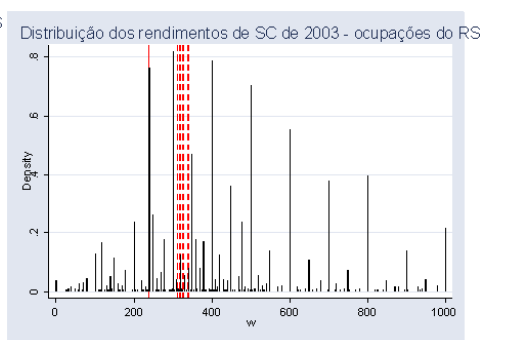
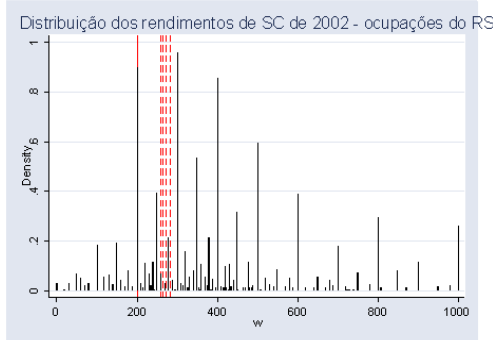
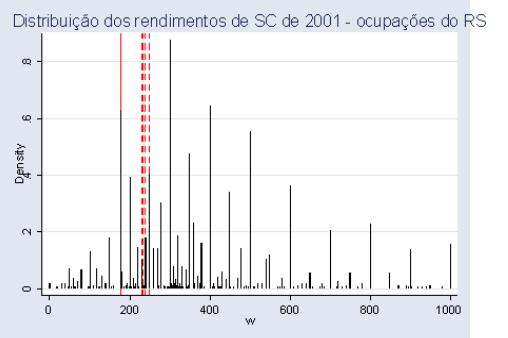
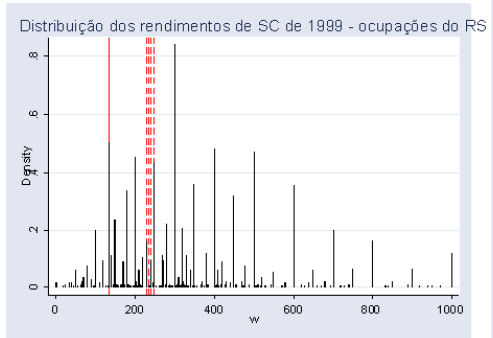
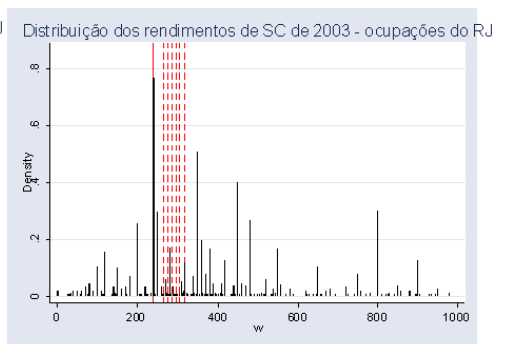
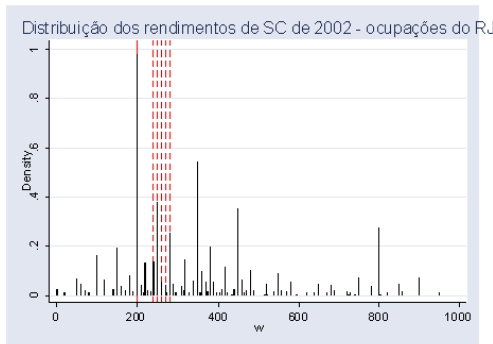
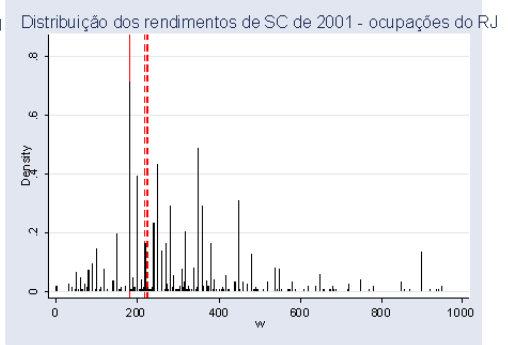
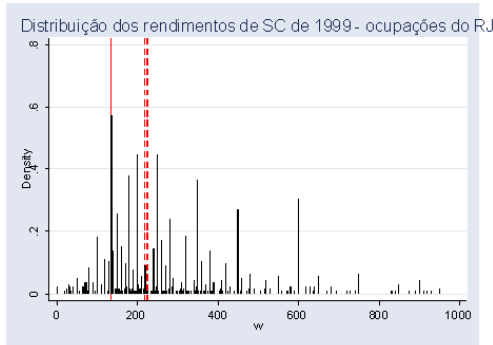


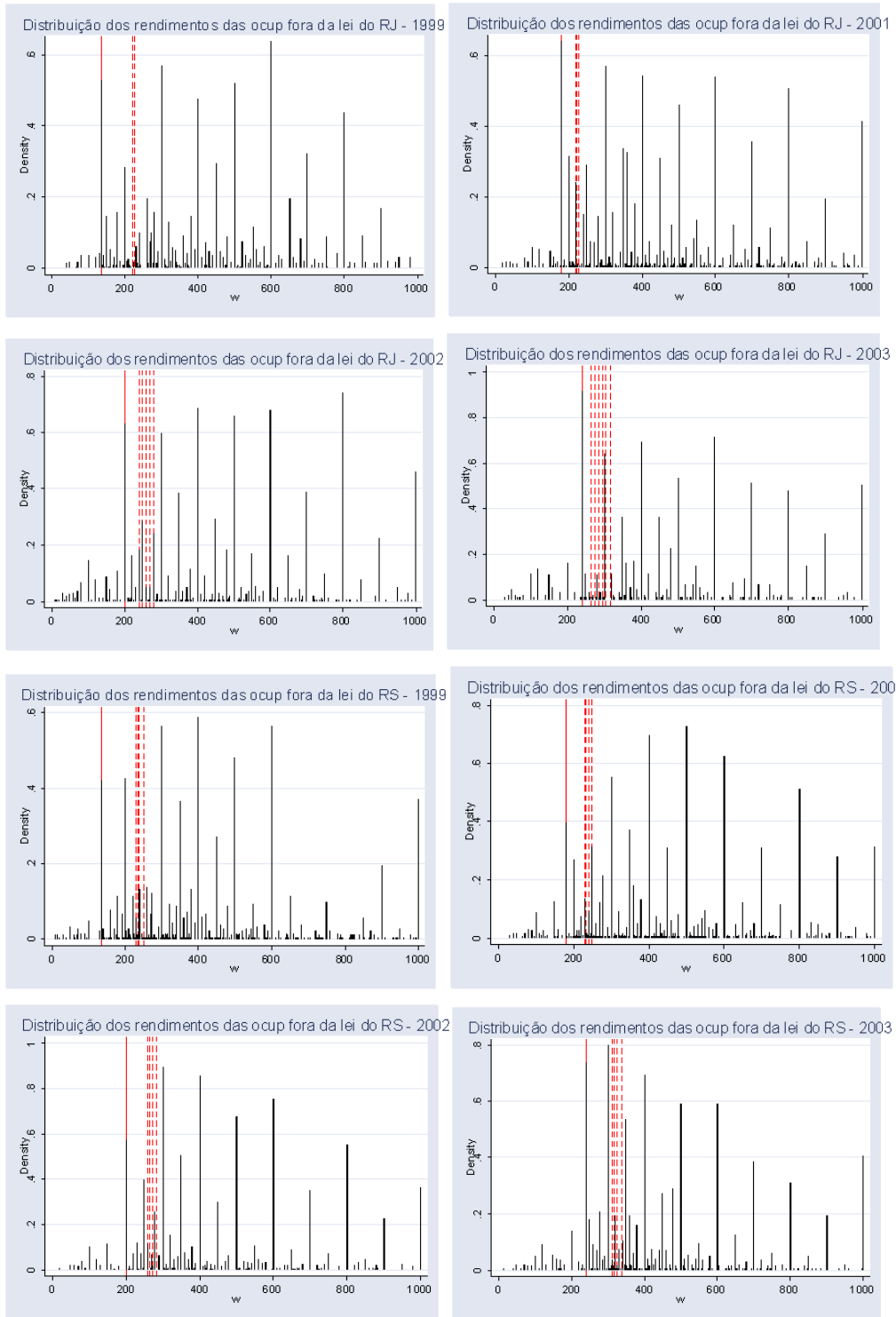


Gráficos A2. Distribuição dos rendimentos dos grupos de controle (SP, PR, SC e ocupações fora da lei do RJ/RS)

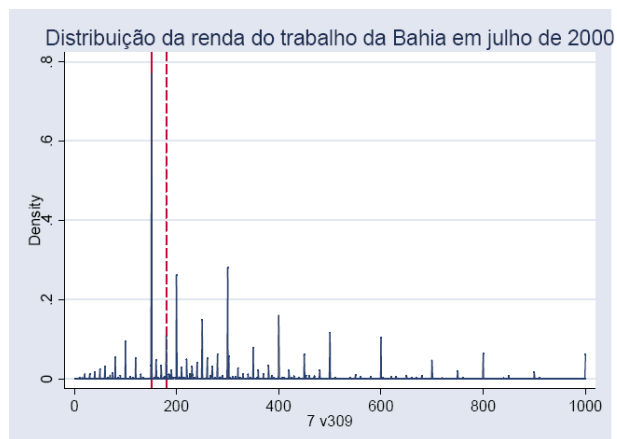
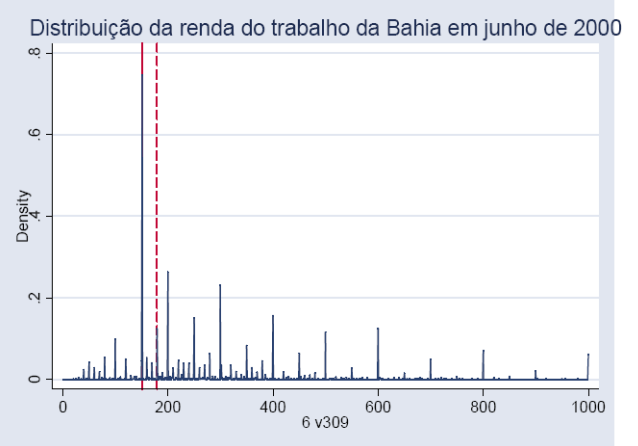
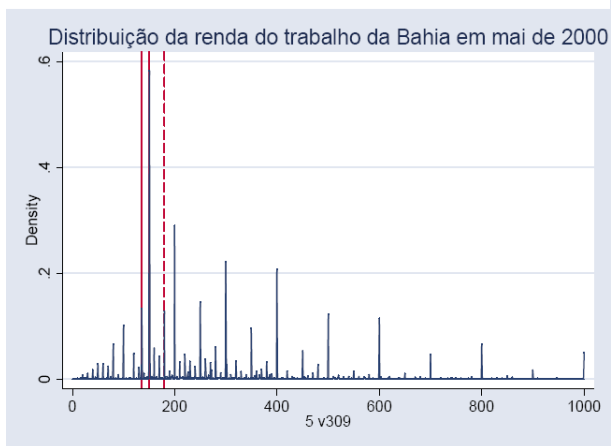
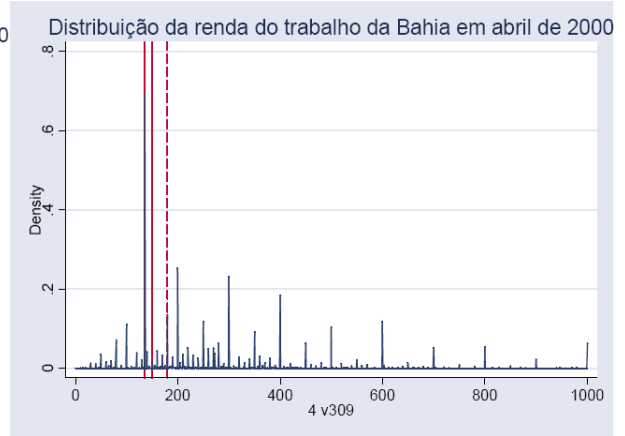
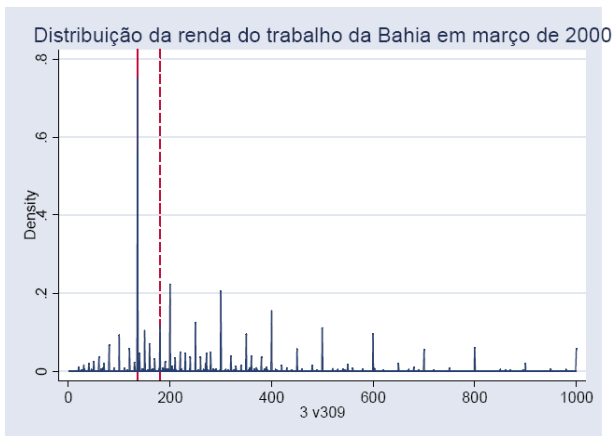








Gráficos A3. Distribuição dos rendimentos da Bahia



Média e percentis dos rendimentos da BA e PE de janeiro a julho de 2000 (PMIE)

Média percentil	Jan		Fev		Mar		Abr		Mai		Jun		Jul	
	BA	PE	BA	PE	BA	PE	BA	PE	BA	PE	BA	PE	BA	PE
2000	475,3779	467,243	421,3979	447,0567	424,939	437,7104	405,3269	426,427	404,028	414,7053	411,9972	420,2113	416,5049	427,2093
1	40	40	40	50	40	40	50	40	40	40	50	40	40	40
5	100	90	90	90	80	90	100	100	80	100	100	100	100	80
10	136	130	136	120	130	130	136	136	136	136	180	120	180	120
25	140	150	136	140	136	140	136	150	151	151	151	151	151	151
50	260	250	230	250	230	250	240	250	250	250	250	250	250	250
75	480	500	400	460	400	450	400	460	400	422	400	432	400	450
90	1000	1000	850	850	800	800	800	800	710	800	800	800	800	820
95	1600	1500	1800	1300	1400	1400	1200	1300	1200	1300	1200	1400	1250	1400
99	4000	4000	3200	3500	3600	3000	3300	3000	3500	2750	3000	3000	3500	3000