

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

O EFEITO DOS PISOS SALARIAIS SOBRE
O NÍVEL DE EMPREGO NO BRASIL

PEDRO BESSONE TEPEDINO
No. de matrícula: 0911382

Orientador: Gustavo Maurício Gonzaga

Julho de 2013

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

O EFEITO DOS PISOS SALARIAIS SOBRE

O NÍVEL DE EMPREGO NO BRASIL

PEDRO BESSONE TEPEDINO

No. de matrícula: 0911382

Orientador: Gustavo Maurício Gonzaga

Julho de 2013

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

Pedro Bessone Tepedino

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradeço a Arthur Aguillar, Marcelo Sena, Marcelo de Paiva Abreu e, especialmente, a Gustavo Gonzaga.

Índice

1. Introdução
2. Revisão da Literatura
 - 2.1 Teoria
 - 2.2 Pesquisa Empírica nos Estados Unidos
 - 2.3 Pesquisa Empírica no Brasil
3. A Legislação dos Pisos Salariais Estaduais
4. Bases de Dados do Mercado de Trabalho Brasileiro
5. Estimaco
 - 5.1 Efetividade da Lei e Estatística Descritiva
 - 5.2 Estimaco por Diferenas em Diferenas
6. Concluso
7. Apêndice
 - 7.1 Pisos salarias por Estado
 - 7.2 Regresso dif-em-dif

1. Introdução

O debate sobre o salário mínimo é certamente uma das discussões em economia na qual a opinião pública e o consenso acadêmico divergem mais fortemente. As pesquisas de opinião pública tendem a indicar que a população é fortemente favorável ao salário mínimo, enquanto os sindicatos, que tem por objetivo lutar pelo bem-estar dos trabalhadores, são abertamente favoráveis a qualquer medida que estabeleça e aumente os pisos salariais.

No entanto, não existe, na academia, um consenso sobre os efeitos benéficos do salário mínimo para o trabalhador. Muito pelo contrário, em pesquisa realizada com economistas americanos na década de 70, 90% dos entrevistados afirmaram que o salário mínimo afeta negativamente o nível de emprego. Em pesquisa similar, realizada em 1992, 79% dos economistas também confirmaram esta convicção. Esta dicotomia entre a opinião acadêmica e a pública torna as pesquisas sobre o assunto extremamente relevantes em termos de política pública.

Além disso, a avaliação do efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego também apresenta um aspecto de extrema relevância para a teoria da economia do trabalho – e de forma mais geral, para o corpo de conhecimento macroeconômico, uma vez que a modelagem macroeconômica se baseia em hipóteses sobre o comportamento do mercado de trabalho. Uma forma de testarmos se um modelo é falso consiste em verificar a validade das suas implicações. No caso dos modelos de mercado de trabalho, uma das poucas previsões testáveis que estes nos permite realizar concerne exatamente os efeitos do salário mínimo sobre o desemprego (Card e Krueger, 1995). Portanto, esta linha de pesquisa é de suma importância não só para a implementação de políticas públicas, mas também do ponto de vista teórico.

Embora a literatura explorando os efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego seja tão antiga quanto a implementação desta política, aflorando de forma acentuada nos Estados Unidos, a pesquisa brasileira acabou ocorrendo de forma limitada em decorrência de dois aspectos fundamentais: a dificuldade desta identificação no caso brasileiro; e a inexistência de uma base de dados precisa e abrangente relativa ao mercado trabalho.

Dois fatores eram responsáveis pela dificuldade de identificação dos efeitos do salário mínimo no Brasil. Em primeiro lugar, o fato do salário mínimo brasileiro ter sido único e válido para todos os trabalhadores do país dificultavam a formação de grupos de controle. Ainda mais importante, o salário mínimo exerce uma miríade de papéis na economia brasileira, não se limitando a estabelecer uma cota inferior para o rendimento dos assalariados. Ele também serve para o reajuste dos servidores públicos e privados inativos, para balizar repasses, entre outros, de forma que o componente fiscal de mudanças no salário mínimo possivelmente obscurecem o efeito direto sobre o nível de emprego.

A insituição dos pisos salariais em 2001, contudo, resolviam esta questão, pois permitiam aos governos estaduais estabelecerem remunerações mínimas apenas para trabalhadores de setor privado, sem afetar variáveis fiscais. Além disso, a nova legislação trabalhista é vantajosa do ponto de vista de pesquisa experimental por não se aplicar a todas as ocupações dentro de uma mesma Unidade Federativa (UF), de forma que grupos de controle mais precisos podem ser desenvolvidos.

Entretanto, os pesquisadores brasileiros enfrentavam, até recentemente, um outro obstáculo para a análise dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho. Não estava disponível para pesquisa qualquer base de dado compreensiva de empregados e empregadores no Brasil, de modo que os trabalhos empíricos na área até então se embasavam na PME e e na PNAD, que apresentam imperfeições para a tarefa, como se discute na seção 4 desta monografia.

Em 2011, contudo, a base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) foi disponibilizada para um grupo limitado de pesquisadores. Esta base de dados visa a compreender todos os trabalhadores e firmas do setor formal, e suas vantagens e limitações serão discutidas na seção 4 deste trabalho. Esta monografia buscará se aproveitar de novas possibilidades de análise proporcionadas pela riqueza da RAIS, buscando uma nova abordagem para a avaliação dos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego.

2. Revisão da Literatura

2.1 Teoria

Em ordem para compreender a pesquisa empírica moderna acerca do efeito do salário mínimo no nível de emprego é imperativo que abordemos os modelos canônicos de mercado de trabalho. Analisaremos dois modelos, denominados modelo neo-clássico e modelo de monopônio, conforme descritos por Card e Krueger (1995).

Embora existam diversas versões do modelo neo-clássico, considera-se que um modelo pertença a tal grupo caso siga as seguintes hipóteses:

i. Para cada ocupação, uma vez controlada para a habilidade do trabalhador, existem $W_d > 0$ e $W_s > 0$ tais que se $W < W_d$ há demanda infinita de emprego (i.e., firmas contratam qualquer número de funcionários que aceitem receber este salário), e caso $W > W_s$ há oferta infinita de emprego (i.e., sempre existem trabalhadores dispostos a trabalhar por este salário).

ii. Trabalhadores e firmas são perfeitamente informados da distribuição salarial de toda a economia.

iii. Agentes são maximizadores de lucro.

A partir destas hipóteses, chegamos à primeira conclusão sobre a classe de modelos de mercado de trabalho neo-clássicos: **Todos os trabalhadores empregados recebem salário igual à sua produtividade marginal.** Isto acontece da seguinte maneira: suponhamos que um trabalhador tenha salário de reserva w . Digamos que w seja maior que a produtividade marginal deste trabalhador. Então qualquer firma que o empregue incorrerá em prejuízo ao fazê-lo. Portanto, (iii) garante que não haverá oferta de emprego para este trabalhador. Suponhamos que w seja menor ou igual a sua produtividade marginal. Se alguma firma oferecer exatamente w , por (i) outra firma da economia se beneficiará ao oferecer um salários de $w + \varepsilon$ (para algum valor pequeno de ε), e conseqüentemente o contratará. Por (ii), o trabalhador saberá desta possibilidade, e poderá se candidatar ao emprego. Com isso, no limite, as firmas oferecerão um salário que iguale a produtividade marginal de cada trabalhador.

Esta hipótese é também conhecida como “**lei do preço único**”, por ser o único salário de equilíbrio possível em um mercado cujas hipóteses (i), (ii) e (iii) sejam verdadeiras. Este modelo simplifica as relações trabalhistas, limitando a análise nos seguintes pontos:

- i. Produtividade marginal do trabalhador é insensível a aumentos salariais.
- ii. Nível de *turnover* dos empregados das firmas não é afetado por comparações de salário inter-pessoais. Empregadores não precisam levar em conta que a sensação de injustiça entre os seus empregados possa afetar a produção.
- iii. Empregados sempre trabalham no pico de eficiência. Portanto, quando há um aumento no salário mínimo, eles não podem cortar custos renegociando valores com seus fornecedores.

Em função das hipóteses que definem o conjunto de modelos neo-clássicos de mercado de trabalho, o efeito de um aumento de *qualquer magnitude* no salário mínimo implica em uma redução no nível de emprego. A razão é que, por esta lógica, as firmas simplesmente não contratariam trabalhadores cujo custo marginal (salário) excedesse a sua produtividade marginal, levando ao aumento no desemprego. Analisamos abaixo o efeito da implementação da política do salário mínimo em um modelo de indústria competitiva com trabalho homogêneo e no qual todos os trabalhadores estão cobertos pela lei do piso salarial.

Consideremos tal indústria, na qual pressupomos que todas as firmas são idênticas, expostas aos mesmos preços de insumo e de produto, bem como à mesma tecnologia de produção com retornos constantes à escala. Suponhamos ainda que o produto da indústria é vendido em um mercado competitivo, com função de demanda inversa $p = Y(p)$, onde p denota o preço do bem na indústria, Y o produto agregado no setor e $\varepsilon < 0$ é a **elasticidade-demanda do produto** desta indústria. A partir desta configuração, um aumento nos empregos levará a um aumento no preço de venda da indústria proporcional à parcela α do custo de produção associada à remuneração do trabalho:

$$d \log(p) = \alpha d \log(w),$$

que será acompanhado por uma diminuição do produto agregado na ordem de

$$\eta' = d \log(Y) = \varepsilon d \log(p) = \varepsilon \alpha d \log(w). \quad (2.1)$$

A equação (2.1) nos dará a base para calcularmos o efeito sobre o nível de emprego oriundo da diminuição do nível agregado de produto na indústria. Para calcularmos o efeito causado pela substituição de trabalho por capital no processo produtivo para **qualquer nível** de produto desejado, definamos σ como a *taxa de substituição* da função de produção de cada firma. O efeito sobre o emprego de um aumento salarial η' , mantendo fixo o produto agregado é:

$$\eta'' = (\alpha - 1)\sigma. \quad (2.2)$$

Somando as equações (2.1) e (2.2), obtemos o efeito sobre o emprego de aumentos no salário mínimo

$$\eta = (\alpha - 1)\sigma + \varepsilon \alpha, \quad (2.3)$$

que é negativo, uma vez que ambas as equações (2.1) e (2.2) são negativas.

Outras variações do modelo neo-clássico do mercado de trabalho podem atentar para a heterogeneidade da força de trabalho, em modelos nos quais compreendem-se dois tipos de trabalhadores, assim como em modelos nos quais se consideram um contínuo de tipos de trabalhadores. Ainda, pode-se modelar o mercado de trabalho de forma a levar em conta firmas com algum poder no mercado de bens (CK, 1995). Não obstante, o resultado de interesse para a pesquisa desta monografia indica que um aumento no nível do salário mínimo acarreta em redução no nível de emprego de trabalhadores cujo salário mínimo é *binding*.

Uma forma alternativa de modelar o mercado de trabalho consiste em considerar que os empregadores possuem poder de mercado no mercado do trabalho, o que pode ser descrito através de uma situação de monopsônio. Isto acontece, por exemplo, em cidades nas quais exista apenas um empregador em determinado setor da economia. Conseqüentemente, as firmas deixam de ser tomadoras de preços, passando a escolher um nível salarial (e conseqüentemente um nível de emprego no setor, uma vez que a sua curva de demanda por trabalho é a curva de toda a indústria) que maximize seu lucro.

Em um mercado de trabalho modelado através de monopsônio, uma firma fixa seu nível salarial maximizando a função objetivo¹:

$$w = \arg \max_w Y(L) - wL$$

¹ Definimos o preço do bem produzido por esta firma como o numerário desta economia.

Definindo $w = g(L)$ e $\lambda = \frac{d \log L}{d \log w}$ (2.5), onde λ é a elasticidade-salário da oferta de trabalho, podemos resolver equivalentemente, o seguinte problema de maximização:

$g(L) = \arg \max_L Y(L) - g(L)L$, cuja CPO implica em

$$\begin{aligned} dY(L) &= \frac{d [L g(L)]}{dL} \\ &= L g'(L) + g(L) \quad (2.6) \end{aligned}$$

$$\text{Sabemos por (2.5) que } \lambda = \frac{d \log L}{\frac{g'(L)}{g(L)}} \Rightarrow g'(L) = \left(\frac{w}{\lambda}\right) \left(\frac{1}{L}\right) \quad (2.7)$$

Substituindo por (2.7) em (2.6) e denominando $dY(L) = PMg(L)$, ou seja, a produtividade marginal do trabalho, temos:

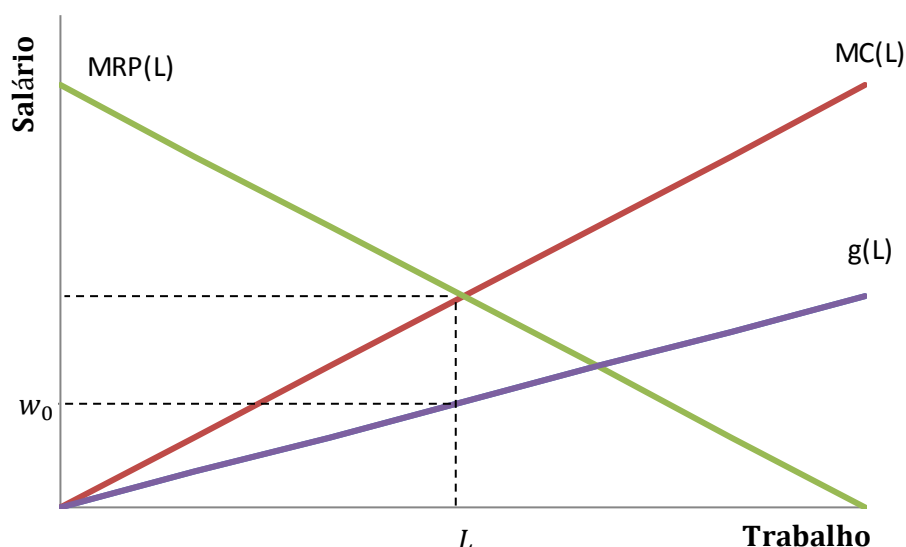
$$\begin{aligned} PMg(L) &= \left(\frac{L}{\lambda}\right) \left(\frac{w}{L}\right) + w \\ &= w \left(1 + \frac{1}{\lambda}\right). \end{aligned}$$

Portanto, vemos que o mercado de trabalho em monopsonio se caracteriza por um nível de salário ofertado inferior à produtividade marginal no trabalho. Esta relação, como veremos no gráfico abaixo, é suficiente para justificar que um aumento exógeno no nível de salários, como por exemplo um aumento no salário mínimo, possa ter, até certo ponto, efeito positivo no nível de emprego.

Consideremos as curvas de custo marginal do trabalho (MC(L)), de produtividade marginal do trabalho (MRP(L)) e a curva de oferta de trabalho em monopsonio ($g(L)$) abaixo. Consideremos um salário de equilíbrio inicial w_0 . Um aumento no salário mínimo de k porcento implica em uma elevação de $k\lambda$ porcento no emprego, tendo em vista que λ é a elasticidade da oferta de emprego. Isto implica, por sua vez, em um aumento proporcional no nível de produção desta firma.

Entretanto, como fica claro no gráfico abaixo, este efeito positivo ocorre apenas até uma determinada magnitude deste aumento. Uma vez que o salário ultrapassa o ponto de intercessão entre $g(L)$ e a curva de produtividade marginal do trabalho, cada trabalhador adicional contratado pela firma seria um ônus para a mesma. A partir deste ponto, as firmas contratam cada vez menos funcionários novos, podendo inclusive

demitir empregados se o nível salarial mínimo ultrapassar o custo marginal inicial do problema, $MC(L)$.



Este modelo, embora capaz de justificar efeitos positivos do salário mínimo no nível de emprego, acabou sendo relegado a mera curiosidade intelectual, já que a maioria dos mercados de trabalho nos quais o salário mínimo é *binding*, tais quais o mercado de redes de *fast-food* ou, mais geralmente, de trabalhadores de baixa qualificação, não apresenta uma estrutura de monopsonio. Muito pelo contrário, este tipo de indústria costuma ser caracterizado por uma vasta gama de concorrência por empregados, com níveis altos de *turnover*.

Embora ao considerar modelos *estáticos* do mercado de trabalho capazes de explicar efeitos positivos no nível de emprego oriundos de aumento no salário mínimo nos deparemos com situações pouco realistas, como a descrita acima, podemos chegar ao mesmo resultado, através de modelos *dinâmicos* que representam melhor a realidade. Uma reinterpretação do modelo estático de monopsonio descrito acima, se baseia no relaxamento da hipótese de informação completa entre os trabalhadores, que é fundamental para embasar as previsões dos modelos neo-clássicos de mercado de trabalho.

Embora tradicionalmente se considere a hipótese de informação completa entre os trabalhadores, esta simplificação ignora um aspecto crucial da realidade, especialmente forte nas indústrias que empregam trabalhadores de baixa qualificação. O alto *turnover* neste tipo de indústria é incompatível com este pressuposto, uma vez que os

trabalhadores simplesmente não teriam incentivos a trocar de empregos. Afinal, em um mundo cuja informação é completa não há diferenciação de salário ofertado entre as firmas que concorrem por um mesmo tipo de trabalhador.

No mundo real, empregadores de trabalhadores de baixa renda lutam uma guerra constante contra o *turnover*. De fato, uma grande parte do tempo e recurso destas firmas é empregada em recrutar e treinar novos funcionários. Além disso, estes empregadores utilizam diversos mecanismos de incentivo para reduzir o *turnover* e aumentar o nível de recrutamento como bônus de contratação, incentivos para indicar um amigo para o emprego e complementos de renda para custeio de transporte (CK, 1995).

Alternativamente, uma firma pode buscar o objetivo de reduzir o *turnover* e de aumentar a taxa de recrutamento através da oferta de salários mais elevados. Suponhamos que os empregadores desejem manter o nível de emprego L em qualquer período. Conforme salários maiores forem oferecidos, mais trabalhadores optarão por se empregar na firma deste empregador e menos funcionários pedirão demissão. Mais formalmente, sejam $H(w)$ a quantidade de trabalhadores que se consegue contratar em qualquer período dada a oferta de salário w e $q(w)$ a taxa de *turnover* em qualquer período dada a oferta de salário w , onde:

$$H'(w) > 0; \text{ e}$$

$$q'(w) < 0.$$

Os empregadores, em equilíbrio, tem que resolver, em cada período, a equação

$$H(w) = q(w) L \quad (2.8).$$

Sejam θ_H a elasticidade-salário da função de recrutamento e θ_q a elasticidade-salário da função de *turnover*. Algebricamente,

$$\theta_H = \frac{d \log H(w)}{d \log w}; \text{ e}$$

$$\theta_q = \frac{d \log q(w)}{d \log w}.$$

Temos por (2.8) que

$$L(w) = \frac{H(w)}{q(w)} \Rightarrow \log L(w) = \log H(w) - \log q(w). \text{ Portanto,}$$

$$d \log L(w) = d \log H(w) - d \log q(w).$$

Dividindo ambos os lados por $d \log w$ e invertendo as frações resulta em

$$\frac{d \log w}{d \log L} = \frac{d \log w}{d \log H(w) - d \log q(w)}. \text{ Ou seja,}$$

$$\frac{d \log w}{d \log L} = \frac{1}{\theta_H - \theta_q}$$

O modelo neo-clássico de mercado de trabalho pressupõe que θ_H é infinito e θ_q é zero. De forma mais realista, quando um aumento salarial corresponde a um aumento finito na oferta de trabalho, o salário se torna uma função crescente do tamanho da força de trabalho demandada. Portanto, a restrição imposta pela equação (2.8) funciona da mesma forma que a função de oferta de trabalho no modelo de monopsonio estático previamente apresentado. Então, para mensurarmos o efeito de um aumento salarial neste modelo dinâmico, basta fazermos $\lambda = \theta_H - \theta_q$ no modelo de monopsonio tradicional.

2.2 Pesquisa Empírica nos EUA

Os pisos salariais regionais já eram uma realidade nos EUA desde 1912, quando o estado de Massachusetts instituiu a legislação que os regulavam. Na década seguinte, outros 16 estados americanos adotaram salários mínimos para mulheres, trabalhadores de baixa renda e de categorias diversas. Embora a Suprema Corte do país houvesse julgado estas leis inconstitucionais em um primeiro momento, em 1938 a instituição volta atrás na sua decisão, e promulgado o Fair Labour Standard Act (FLSA), abrindo o caminho para a legislação do salário mínimo Federal que abarcaria todo o território americano (Card e Krueger, 1995).

O debate inicial a respeito dos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego, presente desde da promulgação do FLSA, se baseava em grande parte em considerações teóricas, uma vez que a ausência de dados abrangentes sobre o mercado de trabalho não permitia pesquisas de caráter mais empírico. O foco central da disputa era sobre o tipo de modelo que melhor descreveria o mercado de trabalho para trabalhadores de baixa renda.

Em um lado, defendendo a escola econômica marginalista, economistas como George Stigler defendiam que os mercados para trabalhadores de baixa renda deveriam

ser caracterizados como perfeitamente competitivos (Leonard, 2000). Consequentemente, a instituição de salários mínimos implicaria em aumento no nível de desemprego para as categorias nas quais o piso fosse *binding*.

No outro lado do espectro neste debate, pesquisadores denominados “revisonistas sócio-econômicos”, cujo principal expoente era o economista Richard Lester, defendiam modelagens do mercado de trabalho mais abrangentes. Esta escola acreditava que aumentos no salário mínimo poderiam afetar o nível de emprego tanto de forma positiva quanto negativa. Os fatores responsáveis por este efeito incluiriam aspectos não-econômicos, como a noção de justiça e a capacidade de pagamento por parte dos empregadores. Estes atributos implicariam em um “intervalo de indeterminação”, no qual salário poderiam variar sem que houvesse um efeito inambíguo no nível de emprego.

À medida que dados confiáveis relativos ao mercado de trabalho foram se tornando disponíveis para economistas nas décadas subsequentes, uma segunda geração de pesquisas sobre o salário mínimo começou a se desenvolver, baseando-se, em termos de metodologia, em uma análise de dados de painel, descritas de forma representativa por Neumark e Wascher (2006) através da seguinte equação:

$$Y_{it} = \alpha MW_{it} + R_{it}\beta + \varepsilon_{it},$$

na qual normalmente se utilizavam variáveis anuais em nível estadual para mensurar o nível de emprego (Y), uma variável representando o salário mínimo em cada estado e período de tempo (MW), além de um vetor de covariadas de controle (R), que poderia incluir efeitos de estado e temporais. Este modelo captura corretamente o efeito causal do aumento do salário mínimo sob a hipótese de exogeneidade da variável de salário mínimo em relação ao modelo.

Os resultados associados a estes trabalhos e a contínua controvérsia em relação aos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego levaram o Congresso americano, em 1977, a criar a *Minimum Wage Study Commission* (MWSC), cujo intuito seria fazer uma síntese da literatura acerca do tema, abarcando pesquisas desde a instituição do *Fair Labour Standard Act*, em 1938, até o final da década de 70. Esta comissão tinha como objetivo, a partir desta síntese, delinear um consenso sobre o efeito dos pisos salariais no nível de emprego, além de inferir a sua magnitude média.

A comissão publicou seu relatório final em 1981, incluindo um volumoso capítulo inicial relativo à revisão de literatura dos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego de autoria de Charles Brown, Curtis Gilroy e Andrew Kohen (BGK), três economistas sênior da MWSC. No ano seguinte, após algumas revisões, os pesquisadores o publicaram no *Journal of Economic Literature*, afirmando que a pesquisa de séries temporais existente até então inferia, em média, um efeito de aumento em desemprego entre adolescentes da ordem de 1% a 3% em resposta a aumentos do salário mínimo de 10%.

O restante da década de 80 foi marcado pelo rareamento da pesquisa econômica preocupada em medir os efeitos do salário mínimo no nível de emprego, em um período no qual a maioria dos economistas via a síntese de BGK (1982) como definitiva para a questão. Além disso, a administração do presidente americano Ronald Reagan (1981-1989), marcada por austeridade fiscal, manteve o salário mínimo federal congelado durante todo o mandato. Portanto, não havia a possibilidade de avaliar os efeitos do salários mínimo sobre o nível de emprego no período, limitando a pesquisa à revisão de séries antigas.

A situação se modificou no final da década de 80, quando uma série de leis em diversos estados americanos instituiu pisos salariais locais, contrabalançando a desvalorização real do salário mínimo, que já alcançava a casa dos 30% ao longo dos últimos dez anos (NW, 2006). Com isto, abriu-se a oportunidade para que novas pesquisas fossem iniciadas, bem como para a utilização de salários mínimos divergentes em estados vizinhos, que permitiriam a inferência mais precisa de contrafactuais.

O período de reaflorescimento de pesquisa relacionada aos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego é demarcado pela *New Minimum Wage Research Conference*, conferência organizada em 1991 pelo ILR-Cornell Institute for Labor Market Policies e pelo Setor de Relações Industriais da Universidade de Princeton, na qual uma série de trabalhos, posteriormente rotulados de “a novo pesquisa de salário mínimo” foram apresentados. Desta conferência, quatro papers merecem atenção especial, por formarem um grupo representativo das linhas de pesquisa adotadas nos 15 anos subsequentes.

O trabalho de Neumark e Wascher (1991) se caracterizou pela utilização da metodologia de dados de painel acima especificado, mantendo-se dentro da tradição de

pesquisa empírica até então empregada na análise dos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego. Os autores analisaram índices de emprego na população jovem em nível estadual, utilizando-se de períodos de tempo relativamente longos (variando entre 13 e 17 anos). O emprego da metodologia até então vigente retornou resultados semelhantes aos reportados anteriormente, indicando que o salário mínimo impactava negativamente o nível de emprego.

Outro artigo apresentado na conferência, Card (1992a), também se utilizou da metodologia de dados de painel, abarcando todos os estados americanos não encontrou qualquer impacto sobre o nível de emprego entre adolescentes que pudesse ser explicado pelo aumento do salário mínimo. A diferença metodológica entre estes dois *papers* foi o tempo mais reduzido analisado por Card, que se limitou a trabalhar com dois períodos subsequentes, além de utilizar uma variável dependente distinta: a razão entre nível de emprego e a população jovem.

Embora o último artigo tenha apresentado resultado nulo, um resultado estranho à pesquisa contemporânea deste tema, que a exemplo de NW (1992) normalmente indicavam impacto negativo sobre o nível de emprego de trabalhadores de baixa renda, Card (1992a) apresentou poucas novidades em termos de metodologia. Contudo, outros dois *papers* apresentados na conferência criariam um novo paradigma em economia do trabalho.

Ambos as pesquisas, beneficiando-se das diferentes legislações de trabalho mínimo que se multiplicavam entre estados americanos, se focavam no que NW (1992) denominam “estudo de caso”. Nestes trabalhos, a análise se limita a mensurar o efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego em um único estado, aproveitando-se de um quase-experimento no qual outros estados eram utilizados como grupo de controle.

Katz e Krueger (1992) avaliaram os efeitos do aumento do salário mínimo federal no nível de emprego em 1991 na indústria de *fast-food* do Texas. Os autores coletaram dados através de pesquisa telefônica com gerentes ou gerentes assistentes de restaurantes no estado, captando informações como o tamanho da firma e nível de salários de 100 restaurantes de *fast-food* em dezembro de 1990 e agosto de 1991. Para identificar o efeito do aumento do salário mínimo, os pesquisadores utilizaram a variação do nível de emprego em restaurantes de *fast-food* com salários iniciais altos com aqueles cujos salários iniciais eram menores, sendo, portanto, afetados mais

fortemente pelo novo piso salarial. Utilizando esta metodologia, Katz e Krueger acharam um forte efeito positivo e estatisticamente significativo no nível de emprego.

Por último, Card (1992b) avaliou os efeitos do aumento no salário mínimo na Califórnia em 1988 no nível de emprego de trabalhadores de baixa qualificação. Para construção do seu contrafactual, em contraste com KK (1992), o autor utiliza uma série de estados nos quais não haviam ocorrido mudanças no piso salarial como Arizona, Flórida, Geórgia, Novo México e Dallas, escolhidos por terem indicadores de nível de emprego similares aos da Califórnia. Usando diferenças-em-diferenças, Card encontrou que o emprego entre adolescentes cresceu mais rapidamente no estado de tratamento do que naqueles pertencentes ao grupo de controle, aumento que, por sua vez, mostrou-se estatisticamente significativo.

Destes dois últimos artigos descritos acima surge um terceiro, posterior à conferência, de autoria de Card e Krueger (1994) que viria a se tornar o mais influente estudo do efeito de variações no salário mínimo sobre o nível de emprego utilizando este tipo de metodologia. Combinando a estratégia de coleta de dados via pesquisas telefônicas de redes de *fast-food* de KK (1992) com a definição de grupo de controle de Card (1992b), os autores mediram os efeitos de um aumento no salário de New Jersey em 1992 sobre o nível de emprego no estado. Como contrafactual, os pesquisadores utilizaram um grupo de restaurantes na Pennsylvania, onde ainda não se havia legislado sobre o salário mínimo regional.

Para medir o efeito sobre o nível de emprego, os pesquisadores se utilizaram de três experimentos: uma comparação no nível de empregos entre restaurantes de New Jersey com níveis salariais iniciais distintos, à semelhança de KK (1992); uma comparação entre restaurantes situados em cada uma das duas cidades, à semelhança de Card (1992b); e uma comparação utilizando ambas as informações. Os resultados dos autores consistentemente indicaram que um aumento no salário mínimo em New Jersey implicou em uma variação positiva no nível de emprego do estado.

Existem duas diferenças principais entre Neumark et al. (1992) e o trabalho seminal de Card et al. (1994), que representa bem a “nova pesquisa de salário mínimo”. A primeira diz respeito à confecção dos grupos de controle (bem como do grupo de tratamento que, como previamente mencionado, diferenciava-se em analisar dados de todos os Estados Unidos, ou se limitar aos efeitos em um estado em particular. A outra

distinção consiste na consideração de efeitos de curto e de longo prazos. Enquanto os trabalhos de dados de painel se preocupavam com a evolução do salário mínimo, assim como do nível de emprego, ao longo de vários anos a nova metodologia se baseava em variações de curto prazo, definindo o efeito final no nível de emprego, em geral, em menos de um ano.

A base para esta análise de mais curto prazo se baseava no argumento teórico de que os efeitos sobre o nível de emprego de um aumento no salário mínimo deveriam ser mais imediatos uma vez que no mercado de trabalho para trabalhadores de baixa renda o *turnover* é bastante alto, implicando que o ajuste em termos de mudanças no número de empregados poderia ser realizado naturalmente através da não reposição dos funcionários demitidos naquele período. Além disso, ajustes no salário mínimo são em geral anunciados com bastante antecedência nos Estados Unidos, de forma que os empregadores possuem tempo suficiente para se adequar às alterações salariais necessárias tão logo estas entram em vigor (Brown et al., 1982).

Não obstante, baseados no ponto teórico levantado por Hamermesh (1995), Neumark e Wascher (2006) defendem que os resultados positivos encontrados nos *papers* da nova pesquisa do salário mínimo possivelmente eram influenciados pela exclusão de efeitos de ajuste de longo prazo no mercado de trabalho. Aquele autor argumenta que o ajuste no nível de trabalho escolhido pelas firmas pode ser lento tendo em vista que o processo da substituição deste por outros fatores de produção, tais como capital, pode ser demorado, uma vez que este fator se ajusta mais lentamente. Desta maneira, os empregadores poderiam demorar mais que apenas alguns meses para ajustar o nível de emprego de suas firmas.

De fato, a pesquisa empírica realizada por Baker, Michael, Benjamin e Stanger (1999) em firmas do Canadá encontrou efeitos de longo prazo sobre o nível de emprego em contraste com efeitos menos significativos de curto prazo quando o nível de salário mínimo variava no país. Este resultado se mostrava consistente com o argumento de Hamermesh, indicando que a especificação dos modelos à semelhança de Card et al. (1994) poderiam medir apenas o efeito de curto prazo sobre o nível de emprego.

Além da crítica relativa à relação entre efeitos de curto e longo prazo do salário mínimo sobre o nível de emprego, uma série de críticas à metodologia de estudo de caso foram levantadas. Em particular, proponentes da metodologia de dado de painel que

considerava dados de todo os Estados Unidos, levantaram dúvidas quanto à validade externa e à construção dos grupos de controle em trabalhos como Card e Krueger (1994).

O argumento principal empregado por Neumark et al. (2006) em oposição à esta metodologia se baseia na forma arbitrária que estes grupos de controle eram formados. No caso de CK (1994), a escolha de New Jersey como contrafactual para a Pennsylvania não tinha qualquer justificativa que não a proximidade geográfica entre as regiões. Contudo, como se discutirá mais a frente, este fator não necessariamente auxilia à criação de bons grupos de controle, podendo até mesmo ser um fator negativo neste intuito. Além disso, como o as variações no nível de emprego agregado parecem ser dominados por choques de demanda, análises sem este tipo de controle dificilmente gerariam resultados robustos.

Quanto à validade externa, não só se questionava a capacidade do estudo em uma única região demonstrar algo para a economia americana como um todo, mas o estudo intra-setor, como é o caso da pesquisa em restaurantes de *fast-food* feita por Card et al. (1994), também é criticado. Segundo os defensores do modelo neo-clássico do mercado de trabalho, este não defende que o efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego de cada indústria deva ser negativo, apenas o emprego agregado. De tal forma, os resultados apresentados por estudos específicos em um determinado setor não constituíam contra-exemplos para o modelo tradicional.

Ainda, levantaram-se dúvidas quanto a precisão dos dados coletados por Card (1992b) e Card e Krueger (1994). Como estes haviam sido coletados através de pesquisas telefônicas realizadas pelos autores, a base de dados não haviam passado pelos rigorosos controles de pesquisas utilizadas em programas estatísticos do governo (Welch, 1995). Por último, questionou-se a utilização de número de trabalhadores como variável para o nível empregado do insumo *trabalho*. Alternativamente, número de horas trabalhadas seria uma medida mais precisa para trabalho, já que se o número de empregados houvesse aumentado mas as horas trabalhadas houvessem diminuído, o efeito do salário mínimo sobre emprego seria negativo.

No decorrer dos quinze anos seguintes, a economia experimental e a utilização de estudos de caso, como pioneiramente desenvolvidos por Card (1992a, 1992b) e Katz e Krueger (1992), ganhou importância no meio acadêmico, sem que o debate metodológico acerca de avaliações do efeito do salário mínimo sobre o nível de

emprego fosse sanado. Nos últimos anos, uma nova forma de identificação, visando a melhorar a qualidade dos grupos de controle utilizados nas pesquisas de estudo de caso: Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) formalizaram o método de controle sintético, no qual se combina linearmente os possíveis candidatos a grupo de controle, ponderando-os de acordo com critérios pré-estabelecidos de similaridade com o grupo de tratamento. Esta abordagem possivelmente defende futuros trabalhos na linha de Card e Krueger (1994) de críticas sobre a adequação do grupo de controle.

Mais recentemente, dois artigos ganharam destaque na discussão do efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego ao se auto-entitularem a “quarta geração de pesquisa sobre o salário mínimo” (Neumark, Salas e Wascher, 2013). Os trabalhos de Allegretto, Dube e Reich (2011) e de Dube, Lester e Reich (2010) utilizam uma extensão dos métodos de dados em painel usuais, buscando controlar, adicionalmente, para heterogeneidade espacial em tendências de emprego que gerariam viés negativo nos níveis de emprego em pesquisas anteriores dentro desta linha de pesquisa (Alegretto et al.).

Os dois trabalhos utilizam como controle tanto tendências lineares específicas para cada estado como interações entre variáveis *dummy* das regiões e dos períodos de tempo considerados. Desta forma, os autores pretendem controlar para a suposta heterogeneidade espacial. Usando amostras de longo prazo, ambos os artigos descobrem que a inclusão de qualquer destes controles faz com que o efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego passe de negativo e significativo para muito pequeno e não significativo.

Os dados utilizados por ADR (2011) compreendem os anos entre 1990 e 2009, abarcando, no início e final de período, crises severas da economia americana. A inclusão destes períodos recessivos, argumentam Neumark, Salas e Wascher (2013), viesam os resultados encontrados por aqueles autores quando é utilizada uma tendência linear específica para cada estado, uma vez que o efeito sobre o nível de emprego se acentua em regiões mais fortemente afetados pelas crises de 1990 e 2008, não tendo qualquer relação com o nível do salário mínimo. Portanto, modelos especificados desta forma captariam, através das tendências lineares, efeitos espúrios oriundos das flutuações dos ciclos econômicos.

De fato, quando Neumark et al. (2013) regridem o modelo especificado por ADR com tendências lineares por estado, excluindo os anos nos quais a economia americana se encontrava em recessão, os efeitos negativos voltam a aparecer, à semelhança dos modelos tradicionais de dados em painel que controlam apenas para variáveis *dummy* de anos e estados. Alternativamente, ao adicionarem tendências temporais polinomiais de ordem maior que três, que são mais indicadas para captar períodos recessivos, novamente os efeitos negativos do salário mínimo sobre o nível de emprego aparecem nos anos originalmente avaliados por ADR.

Quanto a inclusão de variáveis *dummy* controlando para regiões por período, as críticas de Neumark et al. (2013) são duas: primeiramente, os autores argumentam que esta inclusão é muito custosa em termos de identificação do modelo, uma vez que implica na adição de 1.900 variáveis ao modelo. Em segundo lugar, os autores acreditam que rodar nove painéis separadamente (a partição do território americano considerada por ADR secciona os EUA em nove regiões) faz mais sentido, uma vez que não limita o efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego a ser igual para todas as regiões. Ao aplicarem esta especificação, Neumark et al. (2013) encontram efeitos negativos e significativos para a maioria das regiões, sendo que a única região americana cujo resultado se mostra positiva é de uma ordem de magnitude excessivamente grande para ser realista.

O trabalho desenvolvido por Dube et al. (2010), embora levante as mesmas questões já discutidas em ADR, possui maior foco, como estratégia de identificação, na comparação de pares de cidades contíguas pertencentes a estados diferentes. A hipótese implícita nesta modelagem é que cidades contíguas geram bons grupos de controle, uma vez que são robustas à suposta heterogeneidade espacial.

Neumark et al. (2013) ressalta, contudo, que DLR não apresenta qualquer evidência justificando a existência de heterogeneidade espacial, e tampouco mostra que a escolha de cidades contíguas é, de fato, a maneira ótima de controlá-la. No intuito de demonstrar a inadequação do controle estabelecido por fatores geográficos, os autores geram um grupo de controle sintético² para os municípios com aumento do salário mínimo analisados por DLR. Os resultados indicam que um peso muito pequeno é dado

² Método será descrito brevemente na mesma seção, quando tratarmos do trabalho de Abadie et al. (2010)

a municípios contíguos a estes, o que poderia indicar que a heterogeneidade espacial não é o principal fator a ser levado em conta na busca de um contrafactual.

Em suma, a tentativa de Dube et al. (2010) e Alegretto et al. (2011) buscava embasar teoricamente a identificação típica de Card e Krueger (1994) de “estudo de casos”, onde a formação de grupos de controle se dava por motivo geográfico. Aqueles autores tinham como objetivo amalgamar este tipo de identificação com a possibilidade mais recente de analisar, simultaneamente, um grande número destes “estudos de caso”, em que, através do pressuposto de heterogeneidade espacial, grupos de controle ótimos seriam formados através de cidades ou estados geograficamente próximos. As críticas levantadas por Neumark et al. (2013), contudo, indicam de duas uma: ou esta metodologia necessita de amadurecimento para gerar resultados consistentes; ou a hipótese geográfica para a construção de grupos de controle é falsa, implicando que esta linha de pesquisa teria pouco poder preditivo em vias de explicar o efeito agregado do salário mínimo no nível de emprego.

2.3 Pesquisa Empírica no Brasil

A pesquisa brasileira relativa aos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego busca, em geral, avaliar dois outros aspectos, menos relevantes no cenário americano. Em primeiro lugar, enquanto em países desenvolvidos existem poucos trabalhadores no setor formal cujo salário seja abaixo do mínimo instituído por lei, este fenômeno é bastante significativo no contexto brasileiro, especialmente no caso dos pisos salariais estaduais. Em segundo lugar, uma grande parcela dos trabalhadores brasileiros se empregam no setor informal, algo menos comum em países como os Estados Unidos. Estas duas diferenças levaram os economistas brasileiros preocupados com os efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego a procurar avaliá-las conjuntamente com o efeito no nível de emprego agregado.

Fajnzylber (2001) realiza uma extensa pesquisa no mercado de trabalho através de quinze anos da PME. O autor busca estimar o efeito onda do salário mínimo para diferentes pontos da distribuição salarial, calculando efeitos de curto e longo prazo. Indo contra o modelo de Gramlich (1976), o pesquisador encontra, a partir do efeito farol, um aumento no nível salarial do setor informal, que teoricamente deveria ter se reduzido, uma vez que não é coberto pelo salário mínimo. Além disso, o artigo estima a probabilidade de transição dos trabalhadores entre os diferentes setores da economia.

Por último, Fajnzylber encontra elasticidade-salário emprego negativa para ambos os setores, mais acentuada no setor informal.

Nesta mesma linha, Neri (1997) calcula através da PME a transição de trabalhadores do setor formal para o setor informal e para a situação de desemprego após o forte aumento do salário mínimo em 1995. O autor mostra que no episódio esta transição foi mais acentuada do que em reajustes passados. Corseuil e Morgado (2001) também empregam este método, buscando, através de estimação por diferenças-em-diferenças, encontrar a probabilidade de transição dos trabalhadores em momentos de reajuste. Seus resultados, contudo, são inconclusivos, uma vez que os autores encontraram resultados bastante distintos para cada um dos anos analisados.

Tomando proveito de abordagem distinta, Foguel, Ramos e Carneiro (2000) se utilizam da análise típica de séries temporais para avaliar os efeitos de curto e longo prazo de aumentos no salário mínimo sobre o nível de emprego. Encontram efeitos negativos para o setor formal e positivos para o informal em ambos períodos de tempo.

Lemos (2001) procura abordar a questão do efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego no contexto brasileiro através de uma metodologia alternativa. A autora estima através de um modelo não-paramétrico os efeitos do salário mínimo não apenas sobre o nível de emprego, mas também sobre a distribuição salarial da economia. Ainda, o artigo explora diversas alternativas de variáveis de salário mínimo comumente utilizadas nesta literatura, no que a autora denomina um “menu” de tais variáveis. Por fim, Lemos conclui através do menu de variáveis que aumentos no salário mínimo no Brasil tendem a achatar a distribuição salarial da economia, além de causar uma perda de empregos, embora a magnitude deste aumento no desemprego seja relativamente baixa.

Moura e Neri (2008) avaliam a efetividade dos pisos salariais estaduais logo após a sua implementação nas UFs do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, pioneiras na utilização desta legislação trabalhista. Para avaliar a efetividade da lei, os pesquisadores utilizaram regressões quantílicas para mensurar o efeito dos pisos salariais na distribuição salarial em cada um dos estados, em comparação com o estado de São Paulo, escolhido como grupo de controle por possuir a distribuição salarial que mais se assemelhava a de ambos os membros do “grupo de tratamento”. Os resultados obtidos nesta primeira etapa indicaram baixo cumprimento da lei dentro do período analisado.

Ainda no intuito de avaliar a efetividade dos pisos salariais, os pesquisadores utilizam um modelo econométrico de diferenças-em-diferenças para testar os efeitos da política no nível de emprego. Em decorrência da alta incidência de trabalhadores cujos rendimentos mensais se encontravam abaixo dos pisos salariais estabelecidos para diversas ocupações no Rio de Janeiro e no Rio Grande do Sul, era de se esperar que algum efeito fosse visível no nível de emprego. Mais precisamente, de acordo com a teoria clássica do mercado de trabalho, cada empregado deveria ser remunerado com salário equivalente à sua produtividade marginal, implicando que uma imposição de piso salarial deveria causar aumento no desemprego dos trabalhadores abaixo do salário mínimo. Através das regressões de diferenças-em-diferenças, os autores concluem que a nova política não impactou os níveis de emprego nos dois membros do grupo de tratamento, mais uma vez indicando a não efetividade da lei dos pisos salariais estaduais.

Chahad e Pereda (2010) também se focam em avaliar a efetividade dos pisos salariais, a partir de dados de São Paulo. Neste intuito, os pesquisadores utilizam um modelo logit ordenado para estimar a probabilidade de haver concentração dos rendimentos abaixo do valor dos pisos salariais no grupo de tratamento, i.e. São Paulo, e no grupo de controle, papel arbitrariamente atribuído a Minas Gerais³. Usando o método de diferenças-em-diferenças, os autores concluem que nas categorias I e II das ocupações na região metropolitana paulista a probabilidade de se ganhar menos do que a o piso instituído se reduz modestamente frente à probabilidade em Belo Horizonte, enquanto na categoria III não se encontra qualquer efeito.

Uma pesquisa recente acerca dos efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro é desenvolvida por Corseuil, Foguel e Hecksher (2012). Embora o artigo tenha empregado a metodologia usual de diferenças-em-diferenças para estimar os efeitos dos pisos salariais em São Paulo e Paraná sobre o mercado de trabalho, os autores inovaram a pesquisa nacional ao aproveitaram a estratégia de identificação de grupos de controle sintéticos, desenvolvida formalmente em Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). Desta forma, o trabalho procura gerar um grupo de controle ótimo a partir de todos os outros estados brasileiros, no qual cada UF recebe um peso sensível

³ O trabalho, na verdade, defende a escolha de Minas Gerais através da análise gráfica entre a distribuição salarial entre este estado e São Paulo. Ao contrário de Moura e Neri (2008), no entanto, os autores não explicitam nenhum método objetivo para terem escolhido Minas Gerais em vez de qualquer outra UF.

à similaridade com os estados de tratamento. Subsequentemente, eles são combinados linearmente de forma a gerar um estado artificial pareado otimamente.

Através de comparações ao longo de 3 anos entre os grupos de tratamento e os grupos de controle sintéticos, os autores buscam mensurar o impacto dos pisos salariais na proporção de empregados com remuneração inferior ao valor do piso de referência, taxa de emprego, taxa de informalidade e hiato salarial entre empregados com carteira e sem carteira. O artigo mostra que apenas em um dos grupos de cada UF a proporção de empregados com remuneração abaixo do respectivo piso salarial se altera. Além disso, a taxa de desemprego também se reduziu em uma UF de cada Estado, sem o efeito de aumento na informalidade, algo que era de se esperar em certos modelos que levam em conta setores não-cobertos pelo salário mínimo.

3. A Legislação dos Pisos Salariais Estaduais

Em 1984, unificou-se o salário mínimo nacional, que segundo a Constituição de 1988 deveria permanecer nacionalmente unificado. O texto previa contudo que pisos salariais poderiam ser estabelecidos de forma “proporcional à extensão e à complexidade do trabalho” (art 7º, IV e V). Tirando proveito deste fato, instituiu-se em 2000 a Lei Complementar nº 103, permitindo aos Estados brasileiros instituir pisos salariais.

Os salários mínimos estaduais devem ser superiores ao mínimo e apenas aplicáveis para empregados que não tenham piso salarial definido em lei federal, convenção ou acordo coletivo de trabalho. Além disso, a lei não pode ser aplicada no segundo semestre de anos de eleição para governador dos estados, no intuito de evitar a aplicação da emenda constitucional para fins políticos. Por último, a extensão dos pisos salariais para servidores públicos municipais ficou proibida, enquanto aos servidores estaduais ficou a cargo de cada estado. Desta forma, evitou-se que aumentos no salário mínimo estadual onerassem os cofres públicos.

Até a presente data, apenas cinco estados adotaram os pisos salariais: Rio de Janeiro (2001), Rio Grande do Sul (2001), Paraná (2006), São Paulo (2007) e Santa Catarina (2010). Uma tabela com todos os pisos salariais estabelecidos por categoria pode ser encontrada no Apêndice. Seguindo uma flexibilidade desta lei relativamente ao salário mínimo federal, os estados que a adotaram puderam estabelecer diversos pisos diferentes, cujos valores variam de acordo com a tarefa exercida pelo trabalhador. Isto acarreta não somente em vários salários mínimos dentro de um estado, como implica na existência de trabalhadores do mercado formal que não são contemplados pela lei.

Ao longo dos anos, as leis que regulamentam os pisos salariais em cada um dos Estados adotantes variou de forma significativa. No Rio de Janeiro, o número de categorias aumentou gradativamente de três para nove, enquanto no Paraná as faixas se reduziram de 6 para 4. Além disto, no estado sulista, as diversas faixas salariais passaram, em 2007, a ser definidas através dos Grandes Grupos Ocupacionais (GCO) da Classificação Brasileira de Ocupações, sendo a única UF a utilizar esta forma de organização. As outras UF's do país não alteraram substancialmente sua legislação referente aos pisos salariais desde que os implementaram.

4. Base de dados⁴

Criada em 1975 mediante o Decreto no. 76.900, a RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) visava inicialmente a controlar a mão-de-obra estrangeira. Com o passar do tempo, contudo, a base de dados se ampliou e passou a abarcar todas as empresas com CNPJ e empregadores como definido pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT)⁵, tornando-se o sistema de referência para o pagamento do Abono Salarial⁶. Exatamente por balizar o pagamento deste benefício aos trabalhadores, é pouco provável que as firmas, que são responsáveis pelas informações consolidadas na base de dados, reportem valores irreais para os salários de seus funcionários.

A RAIS é uma base de dados longitudinal que reúne informações sobre empregados e empregadores. Ou seja, cada observação na RAIS é um par com informações sobre um empregado e seu respectivo empregador para cada ano. As firmas declaram informações sobre si como seu porte (se é uma micro-empresa, uma empresa de pequeno porte, etc), seu endereço, CNPJ, entre outros. Concomitantemente, também informam dados sobre cada um de seus funcionários, relatando informações salariais (mensais), idade, sexo, nível de educação, data de contratação, data de desligamento e ocupação, conforme definida pela Classificação Brasileira de Ocupações (CBO).

Portanto, a RAIS cobre quase todos os profissionais do mercado de trabalho formal no Brasil, tendo como exceção, dentre as ocupações mais relevantes da economia brasileira, os empregados domésticos, que não são declarados no sistema. A base de dados abarcava, no final de 2009, aproximadamente 41 milhões de trabalhadores formais (Gerard e Gonzaga, 2012), sendo que temos acesso aos dados do período entre 1995 e 2010. Embora os empregadores declarem informações sobre o

⁴ As informações descritivas relativas à RAIS são retiradas do Manual da RAIS do ano-base de 2012, disponível no site do Ministério do Trabalho e do Emprego.

⁵ São considerados empregadores tanto empresas com funcionários assalariados, quanto “profissionais liberais, instituições de beneficência, as associações recreativas ou outras instituições sem fins lucrativos, que admitirem trabalhadores como empregados”, de acordo com o Artigo 2º da CLT.

⁶ O programa de Abono Salarial fomentado pelo Ministério do Trabalho e Emprego prevê o pagamento de um salário mínimo anual para contribuintes do PIS/PASEP, cadastrados no último há pelo menos 5 anos (para servidores), com renda mensal média inferior a dois salários mínimos. Vale ressaltar que no Brasil o termo “salário mínimo” e só pode ser utilizado em relação ao valor que a União fixa (Moura et al., 2008), implicando que empregados que recebam remuneração igual a duas vezes o piso salarial Estadual de alguma UF, por exemplo, não tenham direito ao benefício.

salário pago em cada mês do ano, até o momento temos acesso apenas aos salários pagos em dezembro⁷, bem como a média da remuneração anual do trabalhador.

A RAIS apresenta vantagens significativas em relação às bases de dados normalmente utilizadas com o propósito de análise do mercado de trabalho brasileiro. Uma breve análise comparativa com a PME e a PNAD merece espaço nesta monografia, que deriva parte significativa do seu valor da utilização da RAIS, até então inédita na análise dos efeitos no nível do emprego oriundas de alterações no salário mínimo⁸.

A base de dados mais frequentemente utilizada neste tipo de pesquisa é a Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Esta pesquisa longitudinal, iniciada em 1980, oferece uma série de dados sobre o mercado de trabalho com periodicidade mensal. Esta é realizada através de uma amostra probabilística de domicílios, que busca garantir a representatividade para cada população por ela avaliada. A PME cobre exclusivamente as regiões metropolitanas de Recife, de Salvador, de Belo Horizonte, do Rio de Janeiro, de São Paulo e de Porto Alegre.

A principal vantagem da PME em relação a RAIS é o fato de, em razão daquela base de dados ser formada através de pesquisa domiciliar, ela conseguir fornecer informações sobre trabalhadores do mercado informal, bem como dos trabalhadores formais que não são cobertos pela RAIS, como os empregados domésticos.⁹

Por outro lado, a PME apresenta três desvantagens consideráveis em relação à RAIS. Em primeiro lugar, ela se limita a seis regiões metropolitanas brasileiras, o que restringe a sua representatividade para o mercado de trabalho brasileiro como um todo. Em segundo lugar, a pesquisa utiliza amostras muitas vezes insuficientemente grandes para certos tipos de análise relevantes para a pesquisa do mercado de trabalho. Por último, a PME apresenta uma quantidade significativa de valores incorretos, uma vez que depende da sinceridade dos entrevistados, além de ser penalizada pela tendência a arredondamento dos níveis salariais declarados. A Pesquisa Nacional por Amostra de

⁷ Os salários de dezembro não incluem o 13º salário, que devem ser declarados em um campo exclusivamente determinado para este benefício.

⁸ Vale ressaltar que aos autores dos artigos citados nesta seção não tinham acesso a RAIS, uma vez que esta foi divulgada há pouco tempo, estando disponível apenas de forma limitada.

⁹ Na RAIS sabemos apenas se um trabalhador que já tenha se empregado no setor formal em algum momento está empregado no setor formal ou não.

Domicílios (PNAD), além destes pontos negativos, incorre em um quarto problema para este tipo de análise, uma vez que não se trata de pesquisa longitudinal.

Analizamos dois trabalhos distintos que utilizaram, respectivamente, a PME e a PNAD, à luz das dificuldades incorridas pelos problemas supra citados.

Moura e Neri (2008), que utilizam a PME para medir a efetividade do salário mínimo, poderiam ter explorado com mais precisão duas ideias do seu artigo. Primeiramente, ao gerar o grupo de controle para o Rio de Janeiro e o Rio Grande do Sul, os autores se utilizam de um critério objetivo no intuito de otimizá-lo¹⁰. No entanto, eles enfrentam duas limitações da PME nesta estratégia: o fato dela colher dados que representam somente as regiões metropolitanas, limitando a análise à apenas este tipo de regiões; a PME cobre apenas um grupo limitado de estados brasileiros, de forma que a ausência de dados relativos a outras UF's do país pode gerar um grupo de controle subótimo. Em segundo lugar, quando os autores se propõem a analisar o efeito-onda do salário mínimo, os quantis mais elevados da distribuição de renda apresentam variância de tal magnitude que impossibilitava a rejeição da hipótese nula, uma vez que a PME possui um número muito limitado de observações a respeito destes grupos.

Outro problema comum em pesquisas de domicílio diz respeito a erros de medida e aproximações dos valores declarados. Desta forma, a estratégia de Corseuil et al. (2012) para avaliar a efetividade dos pisos estaduais, que consiste em encontrar pontos de massa na distribuição salarial inferida pela PNAD, fica prejudicada. Isto porque os autores só conseguem encontrar pontos de massa nos valores relativos aos pisos salariais quando estabelecem intervalos com extremidades em valores redondos (dezenas) contendo estes pontos.

A RAIS contorna ambos os problemas, uma vez que seus dados são recolhidos nas firmas, que devem indicar os valores com precisão por motivos fiscais. Além disso, pode-se utilizar qualquer estrutura de grupo de controle sintético, envolvendo a quase totalidade dos trabalhadores brasileiros empregados no setor formal da economia.

¹⁰ Os autores escolhem São Paulo como grupo de controle por este minimizar a distância de informação de Kullback-Leibler em relação a ambos os grupos de tratamento.

5. Estimação

Nesta seção, utilizaremos uma estratégia de diferenças em diferenças para estimar o efeito da instituição dos pisos salariais estaduais sobre o nível de emprego. Duas estratégias de identificação foram empregadas neste intuito.

Na primeira, foram destacados todos os trabalhadores que ganhavam exatamente um salário mínimo um ano antes da implementação da lei no Paraná (2005), em São Paulo (2006) e em Santa Catarina (2009). O grupo de tratamento foi formado a partir daqueles trabalhadores cuja ocupação no ano anterior se enquadraria em um dos pisos a ser estabelecido no ano seguinte. O grupo de controle abarcou os outros trabalhadores empregados nestes anos em ocupações que não vieram a ser cobertas pela lei do piso salarial.

A segunda estratégia empírica definiu o grupo de tratamento da mesma forma, alterando, contudo, o grupo de controle. Este passou a ser formado por todos os trabalhadores de outros estados das regiões sul e sudeste que não o do grupo de tratamento para os quais o salário mínimo federal era *binding* no ano anterior à implementação do piso estadual.

Antes de partirmos para a regressão, mostrar-se-á algumas estatísticas descritivas relativas aos pisos estaduais.

5.1 Efetividade da Lei e Estatística Descritiva

A avaliação dos efeitos dos pisos salariais estaduais sobre o nível de emprego no Brasil apresenta uma dificuldade de importância secundária em países desenvolvidos. Enquanto o grau de *compliance* do salário mínimo federal brasileiro é razoavelmente alto para o setor formal, o mesmo não é verdade para os pisos salariais estaduais em alguns casos. Embora o Ministério do Trabalho e Emprego seja o órgão responsável pelo cumprimento tanto do salário mínimo federal quanto do piso salarial estadual, a fiscalização deste apresenta dificuldades maiores, uma vez que a definição das categorias abrangidas pela poucas vezes é demasiadamente clara.

Portanto, é crucial que avaliemos em alguma medida o quão efetivo é o piso salarial estadual. Neste sentido, procurou-se pontos de massa nos valores determinados pelas leis estaduais de piso salarial ao longo da distribuição salarial. Uma vez que a maioria destes valores não é um múltiplo do salário mínimo ou um valor redondo

(dezena, centena, etc), caso o piso salarial estadual não fosse efetivo não deveríamos encontrar uma parcela dos trabalhadores ganhando exatamente este valor significativamente maior do que em qualquer outro “valor quebrado”. As tabelas abaixo atentam para este fato:

No Rio de Janeiro, houve um aumento no número de categorias, entre os anos de 2007, que possui seis faixas, para 2008, permanecendo até o presente com nove faixas. Podemos ver, em comparação com a proporção de trabalhadores que recebem exatamente um salário mínimo, que encontramos massa para quase todas as categorias e anos, à exceção possivelmente das faixas 7, 8 e 9, que abrangem trabalhadores mais qualificados cujos salários esperam-se superarem os pisos em condições normais da economia.

Rio de Janeiro								
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
w=MW	0.8%	0.8%	1.0%	1.6%	1.3%	0.9%	1.2%	1.2%
w=ps1	0.3%	0.2%	0.2%	0.1%	0.3%	0.4%	0.3%	0.3%
w=ps2	0.2%	1.1%	0.8%	1.4%	2.8%	3.0%	2.7%	3.1%
w=ps3	0.8%	1.0%	1.4%	0.9%	0.9%	0.9%	1.0%	1.2%
w=ps4	0.2%	0.5%	0.8%	0.4%	0.5%	0.6%	0.9%	0.7%
w=ps5	0.3%	1.2%	0.7%	1.2%	0.5%	0.7%	0.6%	0.6%
w=ps6	0.6%	1.1%	0.4%	0.7%	0.5%	0.5%	0.6%	0.6%
w=ps7						0.4%	0.5%	0.4%
w=ps8						0.2%	0.2%	0.2%
w=ps9						0.3%	0.1%	0.1%
Soma pisos	2.5%	5.0%	4.3%	4.7%	5.4%	7.0%	7.0%	7.3%

O Rio Grande do Sul foi, conjuntamente com o Rio de Janeiro, um dos estados pioneiros na implementação de pisos salariais. Em contraste com este, contudo, apenas quatro faixas foram estabelecidas, se mantendo ao longo dos anos. Embora em menor magnitude, os valores relativos aos pisos salariais no Rio Grande do Sul também se mostram *binding*.

RS								
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
w=MW	0.6%	0.6%	0.8%	1.0%	0.8%	0.8%	0.9%	1.0%
w=ps1	0.6%	0.5%	0.4%	0.6%	0.6%	0.5%	0.5%	0.6%
w=ps2	0.3%	0.2%	0.3%	0.4%	0.4%	0.3%	0.4%	0.3%
w=ps3	0.7%	0.6%	0.6%	0.7%	0.8%	1.0%	0.7%	0.7%
w=ps4	0.7%	0.5%	0.5%	0.6%	0.6%	0.7%	0.6%	0.7%
Soma pisos	2.2%	1.9%	1.9%	2.2%	2.3%	2.5%	2.2%	2.3%

O Paraná apresentou duas quebras estruturais ao longo dos anos. Entre os anos de 2006 e 2007, as regras que definiam as diferentes categorias dos pisos salariais no Estado mudaram drasticamente, passando a estabelecê-las através da CBO. Entre os anos de 2009 e 2010 ocorreu outra mudança, na qual se juntou diferentes categorias da CBO em mesmas faixas de pisos salariais. A tabela abaixo mostra a efetividade dos pisos salariais, com ênfase principal nos últimos três anos.

Paraná ¹¹					
	2006	2007	2008	2009	2010
w=MW	1.9%	1.7%	1.6%	1.7%	1.7%
w=ps1	1.1%	1.1%	1.2%	0.7%	0.5%
w=ps2		0.8%	0.7%	0.9%	3.0%
w=ps3	0.8%	0.6%	0.8%	0.6%	1.0%
w=ps4			0.6%	0.7%	0.7%
w=ps5	0.9%	0.7%	1.9%	2.5%	
w=ps6	0.7%	0.7%	0.8%	0.6%	
Soma pisos	3.6%	3.9%	6.1%	6.0%	5.1%

São Paulo, que implementou os pisos salariais somente em 2007 apresenta a menor massa dentre todos os cinco estados que optaram por estabelecer seus próprios salários mínimos domésticos. Por outro lado, sendo o estado mais rico do Brasil, a quantidade de trabalhadores para os quais os pisos salariais são *binding* em São Paulo é proporcionalmente menor do que nas outras UFs.

SP				
	2007	2008	2009	2010
w=MW	0.7%	0.5%	0.5%	0.6%
w=ps1	1.1%	0.6%	0.4%	0.5%
w=ps2	0.4%	0.2%	0.2%	0.2%
w=ps3	0.3%	0.2%	0.3%	0.3%
Soma pisos	1.8%	1.0%	0.9%	0.9%

Por último, temos Santa Catarina, onde a lei regulamentando os pisos salariais foi aprovada apenas em 2010. Como se pode observar, as massas sobre os pisos são de magnitude similar à massa sobre o salário mínimo.

¹¹ Alguns pontos de massa foram calculados conjuntamente pois os valores dos pisos são muito próximos.

SC	
	2010
w=MW	0.9%
w=ps1	0.6%
w=ps2	0.6%
w=ps3	1.2%
w=ps4	0.8%
Soma pisos	3.1%

Antecipando a estimação por diferenças em diferenças, geramos tabelas para Paraná e São Paulo em que constam a transição média entre emprego e desemprego dos diversos pisos salariais entre o ano de implementação da política e o ano imediatamente anterior. Para termos uma noção dos efeitos, adicionamos tabelas com as médias de transição de ambos os controles que geramos, doravante denominados controle interno e externo, respectivamente.

Paraná				
		2005	2006	
Tratamento		Trabalhadores	Empregados	Desempregados
	P1	1547	53%	47%
	P2	19834	67%	33%
	P3	7552	67%	33%
	P4	979	65%	35%
	P5	3177	71%	29%
	P6	1866	66%	34%
	Total	34955	67%	33%
Controle	Interno	14572	73%	27%
	Externo	323802	69%	31%

São Paulo				
		2005	2006	
Tratamento		Trabalhadores	Empregados	Desempregados
	P1	48771	66%	34%
	P2	12930	66%	34%
	P3	2583	72%	28%
	Total	64284	66%	34%
Controle	Interno	30097	70%	30%
	Externo	315261	72%	28%

Como pode se ver, a análise preliminar do efeito dos pisos salariais sobre o nível de emprego no Paraná, bem como em São Paulo, exibem um impacto negativo do salário mínimo. Não obstante, faremos na seção seguinte uma estimação mais precisa, na qual controlaremos o resultado para covariadas que podem influir nos resultados demonstrados acima.

5.2 Estimação por Diferenças em Diferenças

A estimação por diferenças em diferenças é feita seguindo os trabalhadores definidos como tratamento e controle, de acordo com a regra explicitada na subseção inicial deste capítulo, pelo período de um ano. Estimou-se a seguinte equação:

$$empl_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * t_{i,t} + \beta_2 * trat_{i,t} + \beta_3 * trat_{i,t} * t_{i,t} + \gamma_k * X_{k,i,t},$$

onde:

- $empl$ é uma variável dummy que indica se o funcionário está empregado ($empl=1$) ou não ($empl=0$) em 31 de dezembro de determinado ano.
- t é uma dummy de tempo, assumindo valor 0 para o período anterior à implementação do piso estadual e valor 1 para o ano da regulamentação.
- $trat$ é uma variável dummy que assume valor 1 caso o indivíduo i esteja no grupo de tratamento e 0 caso contrário.
- $X_{k,i}$ é um vetor de covariadas de controle, composto por raça, sexo, escolaridade e idade.

A interpretação causal é feita da seguinte maneira:

$\widehat{\beta}_0$: é a proporção de empregados no grupo de controle em t=0.

$\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1$ é a proporção de empregados no grupo de controle em t=1.

$\widehat{\beta}_2$: é a única diferença entre os grupos de tratamento e controle em t=0.

$\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_2$: é a proporção de empregados no grupo de tratamento em t=0.

$\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 + \widehat{\beta}_3$: é a proporção de empregados no grupo de tratamento em t=1

$\widehat{\beta}_3$: é o estimador de diferenças em diferenças, que mede o impacto sobre o nível de emprego dos trabalhadores abrangidos por um piso salarial estadual.

Como explicitado anteriormente, fizemos esta regressão para dois grupos de controle distintos. Além disso, o fizemos para São Paulo e Paraná, no ano imediatamente anterior à implementação do piso salarial, para cada uma das diferentes categorias de ambas as UFs. As dezoito tabelas de estimação se encontram no apêndice 7.2.

Encontramos efeitos negativos e estatisticamente significantes em ambas as estratégias de identificação para o piso I de São Paulo e os pisos I e IV do Paraná. Além disso, o efeito sobre o emprego no piso II de SP foi negativo e significativo para o controle externo enquanto o interno foi perto de zero e não significativo. No Piso III do mesmo estado encontramos efeitos positivos e estatisticamente significativos.

Os pisos II e III do PR sofreram impacto negativo quando utilizamos o controle interno e próximo a zero e não significativo para o externo. O piso V encontra efeito positivo para a identificação externa, enquanto é próxima a zero e não significativa para a interna. Por último, o piso VI do estado apresentou efeito negativo para ambas as estratégias, embora de forma estatisticamente significativa apenas para o grupo de controle interno.

6. Conclusão

Esta monografia buscou explorar as vantagens da base da Relação Anual de Informações Sociais em relação à PME e à PNAD para abordar novamente a questão em aberto na economia do trabalho sobre o efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego. A abrangência da base se mostrou vital para atingirmos os objetivos desejados, nos permitindo estimar regressões com subgrupos de trabalhadores sem que isso afetasse de forma determinante a precisão da análise.

Utilizou-se a estratégia clássica de diferenças em diferenças para estimar o efeito da instituição dos pisos salariais em São Paulo e no Paraná sobre o nível de emprego para cada uma das categorias. Seguindo os resultados mais tradicionais desta linha de pesquisa, encontramos resultados que apontam, com maior firmeza, para um efeito negativo do salário mínimo sobre o nível de emprego agregado, embora esta condição não se estenda a todas as categorias de cada um dos estados.

A qualidade da RAIS para este tipo de análise é patente, e abre uma nova fronteira de exploração do mercado de trabalho por parte de economistas empiristas brasileiros. Seguindo o debate levantado por Neumark, Wascher, Card, Krueger, Dube e outros grandes nomes da economia do trabalho contemporânea, a RAIS permite a confecção de grupo de controle muito precisos e flexíveis, sendo talvez uma das principais ferramentas disponíveis no mundo para gerar respostas às questões atualmente em aberto neste campo.

Referências

- [1] Abadie, A; Diamond, A; Hainmueller, J. (2010). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 105, No. 490.
- [2] Allegretto, S.; Dube, A; Reich, M. (2011). "Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data." *Industrial Relations*, Vol. 50, No. 2, April, pp. 205-240.
- [3] Baker, M.; Benjamin, D; Stanger, S. (1999). "The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time-Series Cross-Section Study of the Canadian Law." *Journal of Labor Economics*. Vol. 17, No. 2 (April), pp. 318-50.
- [4] Brown, C; Gilroy, C.; Kohen, A. (1982). "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment." *Journal of Economic Literature*
- [5] Card, D. (1992a). "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 46, No. 1 (October), pp. 22-37.
- [6] Card, D. (1992b). "Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989." *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 46, No. 1 (October), pp. 38-54.
- [7] Card, D.; Krueger, A. (1994). "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania." *American Economic Review*. Vol. 84, No. 5 (December), pp. 772-93.
- [8] Card, D.; Krueger, A. (1995). "Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage". Princeton University Press
- [9] Chahad, J.; Pereda, P. (2010). O comportamento e a avaliação da efetividade do piso salarial regional paulista. XXXVIII Encontro Nacional de Economia, Anpec.
- [10] Corseuil, C.; Foguel, M.; Hecksher, M. (2012). Efeitos dos pisos salariais estaduais sobre o mercado de trabalho: uma nova abordagem empírica.
- [11] Dube, A; Lester, T.; Reich, M. (2010). "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 4, November, pp. 945-64.
- [12] Fajnzylber, P. (2001). "Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution: Evidence from Brazil's Formal and Informal Sectors". *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*.
- [13] FOGUEL, M; RAMOS, L; CARNEIRO, F. (2001). "The Impacts of the Minimum Wage on the Labor Market, Poverty and Fiscal Budget in Brazil". Não publicado
- [14] Gerard, F; Gonzaga, G. (2012). "Informal Labor and the Cost of Social Programs: Evidences from 15 Years of Unemployment Insurance in Brazil".

- [15] Hamermesh, D. (1995). "Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage: Comment." *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 48, No. 4 (July), pp. 830-34.
- [16] Katz, L.; Krueger, A. (1992). "The Effect of the Minimum Wage on the Fast Food Industry." *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1 (October), pp. 6-21.
- [17] Lemos, S. (2001). "The Effects of the Minimum Wage on Wages and Employment in Brazil - a Menu of Minimum Wage Variables". University College London. Discussion Paper 02-02
- [18] Leonard, Thomas C. 2000. "The Very Idea of Applying Economics: The Modern Minimum-Wage Controversy and Its Antecedents." *History of Political Economy*. Vol. 32, Supplement, pp. 117-144.
- [19] Moura, R.; Neri, M. (2008). Efetividade do "salário mínimo estadual": uma análise via regressões quantílicas para dados longitudinais. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 239-273.
- [20] Neri, M. (1997). "A Efetividade Do Salario Minimo No Brasil: Pobreza, Efeito-Farol E Padroes Regionais," Artigo não publicado.
- [21] Neumark, D.; Wascher, W. (1991). "Evidence on Employment Effects of Minimum Wages and Subminimum Wage Provisions From Panel Data on State Minimum Wage Laws," NBER Working Papers 3859, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [22] Neumark, D.; Wascher, W. (2006). "Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research", Working Papers 060708, University of California-Irvine, Department of Economics.
- [23] Neumark, D; Salas, I; Wascher, W. (2013). "Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?," NBER Working Papers 18681, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [24] Welch, F. (1995). "Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage: Comment." *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 48, No. 4 (July), pp. 842-48.

7.1 Apêndice – Pisos Salariais

Brasil - Salário Mínimo													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês	abr	abr	abr	abr	mai	mai	abr	abr	mar	jan	jan	mar*	jan
Valor	151,00	180,00	200,00	240,00	260,00	300,00	350,00	380,00	415,00	465,00	510,00	545,00	622,00

Rio de Janeiro - Pisos Salariais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês		jan	jan	mai*	fev*	jan	jan	fev*	jan	jan	jan	mai*	fev
Piso I		220,00	240,00	265,00	290,00	310,00	351,32	404,02	447,25	487,50	553,31	607,88	693,77
Piso II		223,00	250,00	276,00	305,00	326,00	369,45	424,88	470,34	512,67	581,88	639,26	729,58
Piso III		226,00	260,00	286,00	316,00	338,00	383,05	440,52	487,66	531,55	603,31	662,81	756,46
Piso IV			270,00	296,00	327,00	350,00	396,65	456,16	504,97	550,42	624,73	686,34	783,31
Piso V			280,00	306,00	338,00	362,00	410,25	471,79	522,27	569,27	646,12	709,84	810,14
Piso VI				316,00	349,00	373,00	422,72	486,13	538,15	586,58	665,77	731,43	834,78
Piso VII									632,85	689,81	782,93	860,14	981,67
Piso VIII									874,22	952,90	1.081,54	1.188,20	1.356,09
Piso IX									1.200,00	1.308,00	1.484,58	1.630,99	1.861,44

*Embora a lei de 2003 determine efeitos retroativos a março, ela data de 22/04/2003. A de 2004 determina efeitos retroativos a janeiro, mas data de 05/02/2004. A de 2007 determina efeitos retroativos ao início de janeiro, mas data de 29/01/2007. A de 2011 determina efeitos retroativos ao início de abril, mas data de 13/04/2011.

Rio Grande do Sul - Pisos Salariais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês		ago	mai	mai	jun*	jul*	jun*	jul*	jul*	jul*	jul*	mai*	mar
Piso I		230,00	260,00	312,00	338,00	374,67	405,95	430,23	477,40	511,29	546,57	610,00	700,00
Piso II		235,00	266,00	319,20	345,80	383,32	415,33	440,17	488,40	523,07	559,16	624,05	716,12
Piso III		240,00	272,00	326,40	353,60	391,96	424,69	450,09	499,40	534,85	571,75	638,20	732,36
Piso IV		250,00	283,00	339,60	367,90	407,81	441,86	468,28	519,20	556,06	549,42	663,40	761,28

*De 2004 a 2010, embora as leis determinem efeitos retroativos a maio, datam, respectivamente, de 27/05/2004, 07/06/2005, 29/05/2006, 06/06/2007, 11/06/2008, 23/06/2009 e 01/07/2010. Em 2011, embora determine efeitos retroativos a março, a lei data de 13/04/2011.

Paraná - pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês							jun*	mai	mai	mai	mai	mai	mai
Piso I							427,00	475,20	548,00	629,65	663,00	708,74	783,20
Piso II							429,12	473,00	544,00	625,06	688,50	736,00	811,80
Piso III							431,28	468,60	540,00	620,46	714,00	763,26	842,60
Piso IV							433,44	466,40	535,00	614,72	765,00	817,78	904,20
Piso V							435,61	464,20	531,00	610,12			
Piso VI							437,80	462,00	527,00	605,52			

*Embora determine efeitos retroativos ao início de maio, a lei data de 12/05/2006.

São Paulo - pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês								ago	mai	mai	abr	abr	mar
Piso I								410,00	450,00	505,00	560,00	600,00	690,00
Piso II								450,00	475,00	530,00	570,00	610,00	700,00
Piso III								490,00	505,00	545,00	580,00	620,00	710,00

Santa Catarina - pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês											jan	abr*	fev
Piso I											587,00	630,00	700,00
Piso II											616,00	660,00	725,00
Piso III											647,00	695,00	764,00
Piso IV											679,00	730,00	800,00

*Embora determine efeitos retroativos a janeiro, a lei data de 16/03/2011.

7.2 Apêndice – Regressão dif-em-dif

São Paulo	Piso I		Interno		R²: 0.21482		
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.918	0.926	0.008	0.587	0.569	-0.018	-0.026
Std. Error	0.005	0.004	0.002	0.005	0.004	0.002	0.003
t	198.52	2.89	3.39	-69.67	-5.38	-10.46	-7.55
P>t	0	0	0.001***	0	0	0.000***	0.000***

São Paulo	Piso I		Externo		R²: 0.17683		
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.902	0.915	0.013	0.62	0.558	-0.063	-0.076
Std. Error	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
t	469.61	6.8	8.44	-143.78	-32.06	-46.28	-33.87
P>t	0	0	0.000***	0	0	0.000***	0.000***

São Paulo	Piso II		Interno		R²: 0.19588		
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.944	0.947	0.003	0.614	0.623	0.01	0.006
Std. Error	0.006	0.006	0.004	0.006	0.006	0.004	0.005
t	163.86	1.51	0.97	-55.52	1.63	1.75	1.24
P>t	0	0	0.331	0	0	0.007***	0.214

São Paulo	Piso II		Externo		R²: 0.16881		
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.904	0.912	0.008	0.623	0.587	-0.035	-0.043
Std. Error	0.002	0.003	0.003	0.002	0.003	0.003	0.004
t	454.49	3.31	2.81	-138.79	-12.17	-14.99	-10.69
P>t	0	0	0.005***	0	0	0.000***	0.000***

São Paulo	Piso III	Interno						R²: 0.19416
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF	
empl_31dec	0.942	0.944	0.002	0.612	0.69	0.077	0.076	
Std. Error	0.006	0.009	0.007	0.006	0.009	0.007	0.01	
t	150.61	1.15	0.27	-50.99	8.85	10.6	7.66	
P>t	0	0	0.786	0	0	0.000***	0.000***	

São Paulo	Piso III	Externo						R²: 0.16749
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF	
empl_31dec	0.903	0.906	0.003	0.622	0.65	0.029	0.026	
Std. Error	0.002	0.007	0.006	0.002	0.007	0.007	0.009	
t	449.97	1.39	0.51	-137.57	4.37	3.9	2.82	
P>t	0	0	0.613	0	0	0.000***	0.005***	

Paraná	Piso I	Interno						R²: 0.21482
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF	
empl_31dec	0.908	0.925	0.018	0.651	0.495	-0.156	-0.174	
Std. Error	0.01	0.012	0.009	0.01	0.013	0.009	0.012	
t	91.78	2.37	2.07	-24.53	-13.23	-19.15	-14.48	
P>t	0	0	0.039**	0	0	0.000***	0.000***	

Paraná	Piso I	Externo						R²: 0.21482
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF	
empl_31dec	0.897	0.906	0.009	0.599	0.476	-0.123	-0.132	
Std. Error	0.002	0.008	0.008	0.002	0.009	0.009	0.012	
t	415.23	1.95	1.09	-134.53	-14.11	-15.06	-11.03	
P>t	0	0	0.278	0	0	0.000***	0.000***	

Paraná	Piso II	Interno						R²: 0.16840
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF	
empl_31dec	0.92	0.922	0.002	0.664	0.634	-0.029	-0.032	
Std. Error	0.007	0.007	0.003	0.007	0.007	0.003	0.005	
t	126.6	1.24	0.68	-33.66	-3.68	-9.08	-6.57	
P>t	0	0	0.498	0	0	0.000***	0.000***	

Paraná	Piso II Externo		R²: 0.17921				
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.898	0.898	0	0.6	0.61	0.01	0.01
Std. Error	0.002	0.003	0.002	0.002	0.003	0.003	0.003
t	425.44	0.89	-0.01	-137.59	3.73	4.03	2.95
P>t	0	0	0.995	0	0	0.000***	0.003***

Paraná	Piso III Interno		R²: 0.16840				
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.913	0.911	-0.001	0.656	0.616	-0.041	-0.04
Std. Error	0.009	0.009	0.004	0.009	0.009	0.005	0.006
t	103.06	0.78	-0.27	-27.46	-3.67	-8.71	-6.31
P>t	0	0	0.79	0	0	0.000***	0.000***

Paraná	Piso III Externo		R²: 0.17915				
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.897	0.896	-0.001	0.599	0.6	0.001	0.002
Std. Error	0.002	0.004	0.004	0.002	0.004	0.004	0.005
t	418.16	0.56	-0.38	-135.4	1.11	0.57	0.41
P>t	0	0	0.702	0	0	0.838	0.68

Paraná	Piso IV Interno		R²: 0.15874				
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.909	0.917	0.008	0.652	0.582	-0.07	-0.078
Std. Error	0.01	0.014	0.01	0.01	0.014	0.011	0.015
t	90.91	1.49	0.79	-24.25	-4.84	-7.39	-5.36
P>t	0	0	0.429	0	0	0.000***	0.000***

Paraná	Piso IV Externo		R²: 0.17925				
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.897	0.897	0.001	0.599	0.563	-0.035	-0.036
Std. Error	0.002	0.01	0.01	0.002	0.011	0.011	0.015
t	415.03	0.95	0.05	-134.45	-2.73	-3.4	-2.44
P>t	0	0	0.958	0	0	0.001***	0.015**

Paraná	Piso V		Interno		R²:		0.15446
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.909	0.903	-0.005	0.652	0.642	-0.01	-0.005
Std. Error	0.009	0.011	0.006	0.01	0.011	0.006	0.009
t	96.75	0.43	-0.85	-25.87	0.2	-0.79	-0.57
P>t	0	0	0.397	0	0	0.106	0.567

Paraná	Piso V		Externo		R²:		0.17899
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.897	0.89	-0.007	0.599	0.628	0.03	0.036
Std. Error	0.002	0.006	0.006	0.002	0.006	0.006	0.008
t	416.44	-0.23	-1.19	-134.89	6.41	6.17	4.44
P>t	0	0	0.232	0	0	0.000***	0.000***

Paraná	Piso VI		Interno		R²:		0.15865
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.904	0.906	0.001	0.648	0.596	-0.052	-0.054
Std. Error	0.01	0.012	0.008	0.01	0.013	0.008	0.011
t	92.29	1.03	0.19	-24.76	-3.64	-6.7	-4.9
P>t	0	0	0.846	0	0	0.000***	0.000***

Paraná	Piso VI		Externo		R²:		0.17922
Variável de Interesse	controle	tratamento	Diff(BL)	controle	tratamento	Diff(FU)	DIFF-IN-DIFF
empl_31dec	0.897	0.894	-0.002	0.599	0.585	-0.014	-0.012
Std. Error	0.002	0.008	0.007	0.002	0.008	0.008	0.011
t	415.37	0.61	-0.3	-134.59	-0.84	-1.49	-1.09
P>t	0	0	0.763	0	0	0.077*	0.278