

UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DA POLÍTICA DE AUMENTO DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE OS RENDIMENTOS DOS TRABALHADORES DOMÉSTICOS NO PERÍODO DE 2002 A 2010

Bruno Galete Caetano de Paula*

RESUMO

Esse artigo tem o objetivo de averiguar de que maneira as alterações no rendimento médio dos trabalhadores domésticos verificadas logo após o aumento do salário mínimo são atribuídas à política de valorização do mínimo. Para isso, foi utilizado o modelo de diferenças em diferenças, cujo grupo de tratamento são trabalhadores domésticos e o grupo de controle foi formado pelos trabalhadores por conta própria e pelos empregadores. Os resultados mostraram que a política de elevação do mínimo não provoca significativas diferenças de variação de rendimentos entre os trabalhadores domésticos e os trabalhadores por conta própria. Todavia, pode-se mostrar que essa mesma política de aumento do salário mínimo provoca elevações dos rendimentos dos trabalhadores domésticos em comparação aos rendimentos dos empregadores, contribuindo para atenuação do diferencial de rendimento entre esses dois grupos, pelo menos no período imediatamente posterior ao estabelecimento do novo valor do salário mínimo.

Palavras-chave: salário mínimo, trabalhadores domésticos, método de diferenças em diferenças, rendimentos.

ABSTRACT

This article aims to investigate how changes in the average income of domestic workers observed after the minimum wage increase is attributed to this policy of enhancing the minimum. For this, we used the model of differences in differences, which the treatment group is the domestic workers and the control group is the self-employed workers and the employers. The results showed that increasing the minimum wage does not cause significant differences in variation of income between domestic workers and self-employed workers. However, it can be shown that this policy of raising the minimum wage causes elevations of the income of domestic workers compared to income of the employers, contributing to decrease of the gap income between these two groups, at least in the period immediately after of the establishment of new minimum wage.

Key-words: minimum wage, domestic workers, differences in differences model, income.

Classificação JEL: J08, J48

Área 11 - Economia Social e Demografia Econômica

* Mestrando em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU)

1. Introdução

O objetivo deste artigo é verificar se elevações do valor do salário mínimo afetam positivamente a renda de indivíduos inseridos em determinadas ocupações cujo valor do mínimo é um forte indexador de rendimento, quando comparados com indivíduos ocupados em outras posições em que não há indícios que o valor do mínimo seja um indexador dos salários. Também, buscou-se verificar em que medida o aumento do salário mínimo pode contribuir para a redução da desigualdade de rendimentos entre trabalhadores dessas diferentes posições. Para isso, foi utilizado o método conhecido como diferenças em diferenças e a base de dados foi a Pesquisa Mensal de Empregos (PME) do IBGE para o período de 2002 a 2010.

A imposição de um salário mínimo é uma política econômica que visa, essencialmente, um maior efeito distributivo de rendimentos entre a população, uma vez que se estaria protegendo os indivíduos menos capazes de obter um alto salário. Dessa forma, a elevação do salário mínimo impactaria positivamente sobre os salários dos empregados, principalmente daqueles que ganham menos, refletindo em uma redução de desigualdade salarial, gerando também redução das desigualdades de renda per capita. Por outro lado, existem também aqueles que defendem que o salário mínimo tem pouco efeito sobre o rendimento dos indivíduos, dado que muitos deles auferem rendimentos superiores ao valor do mínimo, sendo poucas as pessoas que ganham exatamente um salário mínimo.

Entretanto, a elevação do salário mínimo não gera impactos somente sobre os rendimentos dos empregados, uma vez que a economia, de uma forma geral, é afetada com os efeitos de sua alteração. Alterações no valor do mínimo influenciam também as aposentadorias e pensões oficiais cujo piso utilizado é o próprio salário mínimo. Podem acarretar também aumento no nível geral de preços, mas será no mercado de trabalho que suas consequências serão mais visíveis.

A análise pelo prisma neoclássico mostra que o mercado de trabalho pode sofrer impactos negativos quando ocorre elevação do salário mínimo, dado que aumentos de salário elevam os custos das empresas e, dessa forma, poderia haver um movimento de dispensa de mão-de-obra, já que ela está mais cara, causando impactos negativos sobre o mercado de trabalho. Além disso, se o salário mínimo remunerar determinados trabalhadores acima de sua produtividade marginal, as firmas teriam incentivos para demiti-los, sendo que essa situação tende a ocorrer entre os trabalhadores menos qualificados, ou seja, a política de salário mínimo poderia prejudicar os trabalhadores pouco qualificados ao invés de protegê-los.

Outra característica do salário mínimo é que ele funciona como um piso para as outras remunerações que não as recebidas no mercado de trabalho, como casos do seguro-desemprego e do piso previdenciário e assistencial, além de servir como referência para os rendimentos do mercado informal. Portanto, o salário mínimo além determinar a taxa de salários do setor formal, exerce efeitos sobre a renda dos trabalhos não-qualificados do mercado de trabalho, o que é conhecido como “efeito-farol”.

De acordo com DIEESE (2005) e Azevedo & Silveira (2001), além do efeito farol, existem outros dois efeitos provocados pelo salário mínimo sobre os rendimentos do trabalho, a saber: “efeito arrasto”, que corresponde ao reajuste dos salários situados entre o velho e o novo valor do salário mínimo. Esse efeito existe porque há um truncamento da massa de distribuição dos rendimentos abaixo do novo mínimo e acima do anterior. Este mínimo repercute sobre a estrutura salarial, concentrando a distribuição exatamente em seu valor, assim todos os salários inferiores ao valor do salário mínimo convergem para este valor. O outro efeito é o chamado “efeito numerário” que consiste em uma vinculação – formal ou informal – de remunerações superiores ao valor do salário mínimo. Isso ocorre na vizinhança superior ao salário mínimo, naqueles que recebem múltiplos deste salário, o qual reflete o grau de hierarquização das estruturas de cargos e rendimentos na proximidade do intervalo de variação do salário mínimo. Por exemplo, quem tinha como remuneração o valor de dois salários mínimos, tende a continuar recebendo o valor de dois salários mínimos, depois da elevação do mínimo, ou seja, o valor de sua renda aumenta com a elevação do

mínimo, mesmo que esse indivíduo receba um salário superior ao mínimo.

O presente trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta seção dedicada à introdução. Na seção 2 são apresentados trabalhos correlatos que discutem o papel do salário mínimo sobre o rendimento dos trabalhadores e sobre o mercado de trabalho brasileiro. A terceira seção define e discute a base de dados. A quarta seção se destina à explanação da metodologia utilizada e sua prática na análise do impacto dos salários mínimo sobre determinadas variáveis econômicas. A quinta seção tratará dos resultados obtidos e sua breve discussão. Por fim, a última seção é reservada para as considerações finais.

2. A política de salário mínimo no Brasil e seus efeitos – Revisão da Literatura

Os trabalhos de âmbito nacional que versam acerca da influência do salário mínimo sobre os rendimentos dos trabalhadores, ou sobre as variáveis de emprego da economia, utilizam principalmente a base de dados da Pesquisa Mensal de Empregos (PME), dado seu caráter longitudinal e por ser divulgada mensalmente, e também a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), ambas elaboradas pelo IBGE. Um exemplo desse tipo de trabalho é o de Soares (2002) que utiliza tanto a PNAD quanto a PME, entre os anos de 1994 a 1999, procurando mostrar o impacto de elevações do salário mínimo sobre a distribuição de renda dos trabalhadores. Soares utiliza duas abordagens diferentes para alcançar seus resultados. Para a primeira abordagem, foram utilizados dados da PNAD e, o método foi baseado na técnica de estimação de densidades pela metodologia de Kernel, a qual consiste em estimar a densidade de uma distribuição em pontos determinados, usando os pontos empiricamente observados. Através desse método, o autor visualizou que existe uma considerável concentração de indivíduos que ganham rendimentos bem próximos ou iguais ao mínimo (em torno de 10% da população), e que nas alterações do mínimo essa concentração move conjuntamente, o que mostra um efeito significativo sobre a distribuição dos rendimentos.

A segunda abordagem elaborada por Soares (2002) utilizou dados da PME e a metodologia de diferenças em diferenças para verificar o impacto do salário mínimo nos dois meses posteriores ao aumento deste, comparado com os dois meses anteriores ao aumento. O autor utilizou essa abordagem para os próprios indivíduos e para os centésimos de distribuição de renda dos trabalhadores. Seus resultados apontaram que o aumento do mínimo tem efeitos distributivos positivos, embora em pequena magnitude. Ele verificou também que os indivíduos que recebem rendimentos abaixo do mínimo apresentam uma baixa elasticidade do rendimento com relação ao salário mínimo (em torno de 0,2), que é maior para os indivíduos com rendimentos próximos ao mínimo e quase zero para os trabalhadores com alto nível de renda.

Outro trabalho sobre o tema é de Corseuil e Carneiro (2001) o qual utilizou análise longitudinal e dados agregados de séries temporais para estimar o efeito do salário mínimo sobre o mercado de trabalho e o nível de emprego. Os dados são provenientes da PME para os anos de 1982 a 1999. Na análise longitudinal foi empregado o método diferenças em diferenças com o objetivo de estimar o impacto de um determinado trabalhador perder seu emprego por causa do aumento do salário mínimo. Os resultados obtidos pela regressão estimada por logit apontam que a influência da elevação do mínimo sobre a possibilidade de perder o emprego varia muito dependendo do ano analisado, sendo a magnitude da probabilidade maior para os anos que tiveram um aumento grande no valor do salário mínimo e, além disso, os efeitos parecem ser maiores entre os empregados com carteira. Quando os autores utilizaram a análise de dados agregados de séries temporais, conseguiram mostrar que aumentos no salário mínimo tendem a reduzir o emprego formal e a elevar o emprego informal, porém esses efeitos são de pequena magnitude. Além disso, os dados revelaram que o emprego no setor formal tende a reagir pró-cíclicamente a mudanças na atividade econômica ao passo que o emprego informal reage anticíclicamente a flutuações no produto. Concluem ainda que a elevação do salário mínimo gera importantes mudanças distributivas de rendas para trabalhadores que ganham rendimentos inferiores a dois salários mínimos, já para trabalhadores acima desse nível de rendimento, o efeito da elevação do mínimo é praticamente nulo.

Foguel (1998) utilizou dados da PME para os anos de 1982 a 1987 e também fez uso do método das diferenças em diferenças para avaliar a influência do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro, ou seja, se o aumento do mínimo altera os indicadores de emprego, como a taxa de atividade, a taxa de desemprego aberto e o grau de formalização. Para tanto, o autor utilizou os dados do período em que foi acontecendo uma convergência do valor do salário mínimo entre os estados brasileiros, pois o salário mínimo passou a ser único para todos os estados do Brasil somente em maio de 1984. Elegeu como período de pré-convergência os 24 meses que antecedem a unificação do mínimo (entre maio de 1982 e abril de 1984) e excluiu da análise o período de maio de 1984 a abril de 1985, em que o mercado estaria se ajustando, escolhendo como período de pós-convergência os 24 meses após o final do período excluído, ou seja, maio de 1985 a abril de 1987. Assim, houve uma convergência do valor do mínimo dos Estados do Nordeste para os valores vigentes nos Estados do Sul e Sudeste. Nesse trabalho, o grupo de controle correspondeu às regiões metropolitanas do Sul e do Sudeste pesquisadas pela PME (Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre) e, o grupo de tratamento correspondeu às regiões metropolitanas do Nordeste (Recife e Salvador).

Os resultados obtidos por Foguel (1998), que foi um dos pioneiros na utilização do método diferenças em diferenças para analisar o impacto do salário mínimo sobre a economia brasileira, apontam que aumentos no nível do salário mínimo tendem a provocar aumento na proporção de inativos e desocupados e redução dos ocupados em todas as posições na ocupação. Entretanto, foi verificado que a elevação do mínimo aumenta a participação de trabalhadores com carteira de trabalho assinada no total de ocupados. Além disso, observou-se uma queda na participação dos ocupados na indústria e no comércio, com um correspondente aumento na participação dos setores serviços e de outras atividades.

Diante do exposto, é possível notar que os estudos acerca do impacto das políticas de elevações do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro enfatizam, especialmente, o aspecto da distribuição de renda e das variações do nível de emprego. Além disso, uma metodologia que se costuma empregar é o método de diferenças em diferenças, que também é o método utilizado para elaboração do presente trabalho. Contudo, diferentemente dos outros trabalhos relatados, para elaboração dos grupos de controle e de tratamento deste artigo foram utilizados critérios referentes às ocupações dos trabalhadores.

3. A Pesquisa Mensal de Emprego (PME) na forma de Painel

A base de dados utilizada neste trabalho é a Pesquisa Mensal do Emprego (PME) elaborada pelo IBGE. A PME foi realizada primeiramente em 1980, em caráter experimental e, desde 1982 é realizada em caráter definitivo nos domicílios das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. As populações dessas regiões correspondem a aproximadamente um terço da população brasileira. A partir de 2001, motivada por recomendações da Organização Internacional do Trabalho – OIT, a PME foi revisada com o objetivo de possibilitar a captação mais abrangente das características de trabalho e das formas de inserção da força de trabalho no sistema produtivo, implementando ajustes no plano de amostragem, alteração na cobertura geográfica, no conceito e definição de variáveis, entre outras novidades. Essas alterações conduziram a um novo questionário, que apresenta um maior leque de informações. A partir de março de 2002 já foi possível contar com os resultados da PME revisada.

Essa base de dados é caracterizada por um painel rotativo, pois a coleta dos dados segue uma metodologia na qual cada unidade domiciliar selecionada é pesquisada durante quatro meses consecutivos, posteriormente fica oito meses sem ser pesquisada e, após este período, é pesquisada novamente durante mais quatro meses, e por fim é excluída da amostra. Nessa PME, um painel equivale a um conjunto de domicílios selecionados que é dividido em oito grupos rotacionais, correspondendo cada grupo a um bloco de setores entrevistados em uma semana específica do mês. (DIAS, 2008).

Foi utilizada a PME porque ela apresenta diversas variáveis relacionadas às características do

emprego dos indivíduos entrevistados e, dada sua característica de ser um painel rotativo, é possível verificar a evolução dessas variáveis ao longo do tempo. Como a PME é uma pesquisa mensal, é possível avaliar as mudanças ocorridas para cada indivíduo de um mês para outro e, no caso especial desse trabalho, comparar os cenários existentes no mês anterior ao aumento do salário mínimo e o cenário verificado logo após esse aumento.

O período analisado compreendeu os anos de 2002 a 2010, visto que a partir de 2002 os microdados da PME já agregavam a nova metodologia de pesquisa, assim não seria recomendável coletar dados da PME pautada em duas metodologias diferentes. Em relação à amostra, essa consiste de indivíduos ocupados acima de 18 anos, que trabalhavam como empregados domésticos, empregadores ou trabalhadores por conta própria.

Para se trabalhar adequadamente com a PME na forma de painel é necessário realizar um ajustamento nessa base de dados, conhecido como emparelhamento. Tal ajuste é necessário, pois embora a PME designe um código específico para cada domicílio de forma a acompanhá-lo durante oito entrevistas, além de reportar os dados de forma longitudinal, ela não tem um código específico para cada indivíduo pesquisado, de forma que certos indivíduos não conseguem ser acompanhados durante as oito entrevistas, uma vez que não se consegue identificar com certeza a mesma pessoa em períodos distintos. Essa característica faz com que a PME seja um painel não-balanceado do ponto de vista individual.

O método de emparelhamento que foi utilizado nesse trabalho foi desenvolvido Ribas e Soares (2008), em que consistia em utilizar algoritmos, por meio de um *Do-file* no programa Stata. Esse método tem por objetivo emparelhar os indivíduos de forma que os dados fiquem na forma de painel, porém como não existe um código específico para reportar cada indivíduo, foi necessário estabelecer determinadas rotinas para identificá-los. Inicialmente foram utilizadas informações individuais como idade, sexo e data de nascimento para identificar certo indivíduo, entretanto, é possível que existam erros nas informações individuais reportadas em algum dos meses em que o indivíduo permaneceu na pesquisa. Com o objetivo de otimizar o emparelhamento e manter o maior número de pessoas na amostra ao longo dos meses, os autores desenvolvem um determinado algoritmo que denominaram de emparelhamento avançado, o qual consistia na manipulação de certos critérios que são utilizados para chefes de família, cônjuges e filhos.

Depois de feito o emparelhamento, algumas observações precisaram ser excluídas, uma vez que determinados indivíduos presentes na entrevista de um determinado mês se tornaram ausentes nas entrevistas posteriores. Por meio desses procedimentos, objetivou-se obter um painel mais balanceado possível para que as análises longitudinais tenham forte poder explicativo.

Como o intuito do artigo é verificar como o mercado de trabalho se comportou logo após o aumento do salário mínimo durante os anos de 2002 a 2010, é preciso informar em que mês ocorreram as elevações do mínimo para cada ano. Essas informações são demonstradas no Quadro 1.

Quadro 1 – Valores dos salários mínimos entre os anos de 2002 a 2010

Ano	Mês que ocorreu o aumento	Novo valor do mínimo	Fundamento Legal	Varição do SM (R\$)	Varição do SM (%)
2002	Abril	R\$ 200,00	Medida Provisória nº 35 de 28/3/2002	20,00	11,11
2003	Abril	R\$ 240,00	Lei nº 10.699, de 09.07.2003	40,00	20,00
2004	Maio	R\$ 260,00	Lei nº 10.888, de 24.06.2004	20,00	8,33
2005	Maio	R\$ 300,00	Lei nº 11.164, de 18.08.2005	40,00	15,38
2006	Abril	R\$ 350,00	Lei nº 11.321, de 07.07.2006	50,00	16,67
2007	Abril	R\$ 380,00	Lei nº 11.498, de 28.06.2007	30,00	8,57

2008	Março	R\$ 415,00	Lei nº 11.709, de 19.06.2008	35,00	9,21
2009	Fevereiro	R\$ 465,00	Lei nº 11.944, de 28.05.2009	50,00	12,05
2010	Janeiro	R\$ 510,00	M. P. nº 474/2009, de 24.12.1009	45,00	9,68

Fonte: Ministério do Trabalho e do Emprego

Como já salientado, os efeitos do salário mínimo são percebidos de maneira mais intensa sobre aquela parcela da população que tem baixos rendimentos, tanto no setor formal quanto no setor informal, como já relatado por alguns estudos da área, como Soares (2002) e Sabóia (2010). Deve-se, entretanto, fazer uma ressalva, uma vez que os estudos apontaram que para aqueles trabalhadores com baixíssimo rendimento, o aumento do nível do salário mínimo melhora muito pouco suas condições de vida¹ e, para aqueles com altos rendimentos, a variação do mínimo praticamente não provoca nenhum efeito.

Dessa forma, é importante deixar claro que o aumento do salário mínimo causa diferentes variações de rendimentos para diferentes grupos de trabalhadores, uma vez que determinados cargos e ocupações não são remuneradas de acordo com o mínimo, ao contrário de outras ocupações em que o salário mínimo é balizador dos rendimentos. Um grupo ocupacional que tem seus rendimentos fortemente influenciados pelo valor do salário mínimo são os trabalhadores domésticos. Por meio das tabelas 1 e 2 pode-se verificar que, para a maioria dos anos analisados, mais de 20% dos trabalhadores domésticos recebem rendimentos no valor de um salário mínimo. Por outro lado, são poucos os trabalhadores por conta própria e, e um número menor ainda de empregadores, que recebem rendimentos iguais ao valor do mínimo.

Tabela 1 - Percentual de trabalhadores com rendimentos iguais ao valor do salário mínimo no mês anterior ao aumento do mínimo (2002 a 2010)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Doméstico	19,6%	26%	24,9%	19,8%	18,4%	27,7%	23,2%	22,8%	13,3%
Autônomo	4,7%	11,1%	6,35%	3,56%	9,9%	6%	2,4%	1,6%	1,67%
Empregadores	0,64%	2,2%	1,12%	0,58%	2,27%	0,9%	0,93%	0,38%	0%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME

Tabela 2 - Percentual de trabalhadores com rendimentos iguais ao valor do salário mínimo no mês do aumento do mínimo

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Doméstico	19,5%	18,4%	17,4%	32,5%	29,9%	23,9%	23,2%	25,5%	26,9%
Autônomo	9,55%	3,7%	4%	13,7%	6,6%	4%	2,25%	2,12%	2,6%
Empregadores	1,8%	0,74%	1,06%	3,25%	2,6%	0,8%	0,98%	1%	0,4%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME

O presente trabalho se propõe, portanto, a investigar se o aumento do salário mínimo é capaz de induzir ao aumento do nível de salário dos trabalhadores domésticos de forma que diminua o hiato de rendimentos entre esse grupo de trabalhadores e os trabalhadores que, teoricamente, não são afetados pelo aumento do mínimo, como por exemplo, os empregadores e aqueles trabalhadores por conta própria.

A PME conceitua trabalhador doméstico como aquela pessoa que trabalhava prestando serviço doméstico remunerado em dinheiro ou benefícios, em uma ou mais unidades domiciliares,

¹ A política de elevação do salário mínimo causa impactos praticamente nulos para aqueles trabalhadores que já recebiam rendimentos inferiores ao valor do antigo salário mínimo.

classificando-o como empregado dentro da categoria de posição na ocupação. Já os trabalhadores por conta própria são aqueles que trabalham explorando o seu próprio empreendimento, sozinho ou com sócio, sem ter empregado e contando, ou não, com ajuda de trabalhador não remunerado membro da unidade domiciliar. E, por fim, empregadores são aqueles que trabalhavam explorando o seu próprio empreendimento, tendo pelo menos um empregado e contando, ou não, com ajuda de trabalhador não remunerado membro da unidade domiciliar, sendo que tanto empregadores quanto trabalhadores por conta própria são categorias próprias de posição na ocupação.

4. Experimento “Quase Natural” e o Método Diferenças Em Diferenças

O método adotado para se alcançar o objetivo proposto é aquele conhecido como “diferenças em diferenças”. Esse método tem bastante aplicação naquelas pesquisas cujos dados provêm de algum experimento natural (ou quase-experimento). De acordo com Wooldridge (2002, pág. 412):

“um experimento natural ocorre quando algum evento exógeno – frequentemente uma mudança na política governamental – altera o ambiente no qual indivíduos, famílias, empresas ou cidades operam. Um experimento natural sempre tem um grupo de controle, que não é afetado pela mudança política, e um grupo de tratamento, que é afetado pela mudança na política”.

Esse tipo de experimento é aplicável ao referente trabalho, uma vez que se procura verificar como uma determinada mudança de política governamental – aumento de salário mínimo – influencia o nível de renda de determinados indivíduos.

Foguel (1998) menciona que alguns pesquisadores utilizaram a abordagem do experimento natural para avaliar o impacto dos salários mínimos sobre o nível de emprego nos Estados Unidos. O autor ainda fala que esse tipo de experimento teve origem nas ciências médicas e biológicas, em que consistia, por exemplo, em verificar se certos indivíduos enfermos que receberam determinado medicamento – indivíduos denominados de grupo de tratamento – apresentariam, posteriormente, certa melhora em comparação a outros indivíduos enfermos que não receberam tal medicação – denominado de grupo de controle. Ou seja, compararia a evolução, ao longo do tempo, do grupo de tratamento com a evolução do grupo de controle, sendo que os indivíduos desses dois grupos foram escolhidos de maneira aleatória. Dessa forma, quando os dois grupos são selecionados de maneira aleatória, não há razões para acreditar que, no caso do não-recebimento do medicamento, o comportamento médio do grupo de tratamento fosse diferente do comportamento médio do grupo de controle. O autor menciona que esse tipo de modelo apresenta certas vantagens, uma vez que as avaliações realizadas em um experimento natural são geralmente baseadas em comparações de médias e assim, os resultados obtidos são simples e diretos e sua interpretação não depende de um arcabouço ou modelo teórico específico.

Foguel (1998) ainda fala das dificuldades em se fazer tal procedimento metodológico em pesquisas econômicas, dado que nem sempre é possível estabelecer as unidades que compõem o grupo de tratamento e o grupo de controle por aleatoriedade, sendo que muitas vezes a delimitação desses grupos é determinada por critérios de natureza política, geográfica ou econômica. Além disso, esses dois grupos devem ser devidamente isolados, de modo que o grupo de controle não receba qualquer influência da variável que afeta o grupo de tratamento, ou seja, o comportamento de um grupo não deve influenciar o comportamento do outro. Dessa forma, é preciso ter cuidado para se utilizar um experimento natural em ciências sociais, sendo fundamental distinguir um grupo de controle válido suficientemente a fim de comparar os resultados deste grupo com aqueles do grupo de tratamento.

Com o intuito de viabilizar essa pesquisa, foram determinados quais indivíduos são pertencentes ao grupo de tratamento e quais indivíduos são classificados como grupo de controle. De acordo com Corseuil & Carneiro (2001) o grupo de tratamento deve ser afetado pelo “choque” a ser estudado enquanto o grupo de controle não, sendo que ambos os grupos devem ser igualmente afetados por todas as outras variáveis exógenas. O choque, no nosso caso, é a variação do salário mínimo.

O grupo de tratamento é composto pelos trabalhadores domésticos, uma vez que eles estão muito propensos a ter seus rendimentos pautados em valores do mínimo. Em relação ao grupo de controle, foram utilizados dois grupos distintos de trabalhadores, sendo que no primeiro momento esse grupo foi composto pelos trabalhadores por conta própria e, em um momento posterior, o grupo de controle foi formado pelos indivíduos que se declaram empregadores. Procedeu-se dessa forma para delimitar o grupo de controle, pois os rendimentos tanto dos trabalhadores por conta própria quanto dos empregadores, teoricamente, não estariam sujeitos a variações no valor do salário mínimo, apesar de que, para o caso dos empregadores, seus rendimentos poderiam até diminuindo com o advento do aumento do mínimo, caso remunerem seus empregados com base no valor do salário mínimo. Card e Krueger (1995) mencionam que um bom grupo de controle seria aquele que apresentasse características razoavelmente similares com o grupo de tratamento — ou estavelmente diferentes — antes do “choque” e, que esse choque estaria dissociado das características dos dois grupos, isto é, seria ele exógeno às características do grupo de tratamento e de controle. Dessa forma, em um momento posterior, compararia os resultados obtidos utilizando os dois diferentes grupos de controle, a fim de estimar um “melhor” grupo de controle, ou seja, um grupo de controle que fosse menos afetado pelo aumento do mínimo.

O método de diferenças em diferenças não é um experimento natural ideal, mas pode-se dizer que se trata de um experimento “quase natural”, pois não foi possível delimitar os grupos de controle e de tratamento aleatoriamente. Essa é uma das desvantagens de se utilizar um experimento natural em ciências sociais, como já apontado anteriormente. Esse método consiste em estudar as diferenças entre esses dois grupos, sendo necessários dados anteriores e posteriores ao “choque” – aumento do mínimo – para os dois grupos. Assim, a amostra é dividida em quatro categorias: o grupo de controle antes da mudança, o grupo de controle depois da mudança, o grupo de tratamento antes da mudança e o grupo de tratamento depois da mudança. O quadro abaixo representa de maneira mais clara como será a manipulação dos dados.

Quadro 2 – Método de diferenças em diferenças utilizando grupo de tratamento e grupo de controle

	Antes	Depois	diferenças
Controle	Ca	Cd	Cd - Ca
Tratamento	Ta	Td	Td - Ta
diferenças	Ta - Ca	Td - Cd	(Td - Ta) - (Cd - Ca)

A análise do quadro é bem simples, pois mostra como o grupo de tratamento e o de controle mudaram ao longo do tempo. $Cd - Ca$ representa a mudança de rendimento ocorrida entre o mês do novo salário mínimo e o mês imediatamente anterior sobre grupo de controle, ou seja, esse índice capta as mudanças que se deveram a outros fatores (que não o aumento do salário mínimo) que também devem ter influenciado o grupo de tratamento. De modo análogo, $Td - Ta$ representa a mudança ocorrida ao longo do tempo no grupo de tratamento, ou seja, capta as mudanças nos rendimentos desse grupo provocadas pelo aumento do salário mínimo, bem como as que se deveram por outros fatores, os quais influenciaram também o grupo de controle.

Quando subtrai ‘ $Cd - Ca$ ’ de ‘ $Td - Ta$ ’, encontra-se a diferença entre os grupos de tratamento e o grupo de controle observada depois do impacto do aumento de salário mínimo², ou dito de outra forma, encontra-se a diferença da diferença verificada entre os grupos, entre os dois períodos, daí a razão do nome diferenças em diferenças. Portanto, esse valor capta as mudanças nos rendimentos ocorridas para os indivíduos do grupo de tratamento provocadas por eventos que não atingiram o grupo de controle.

O valor obtido pelo método de diferenças em diferenças pode ser representado por meio da

² O valor de $(Td - Cd) - (Ta - Ca)$ é o mesmo de $(Td - Ta) - (Cd - Ca)$

seguinte expressão matemática:

$$\alpha = (Td - Ta) - (Cd - Ca) \quad (1)$$

Trazendo essa expressão para o campo da regressão, a variável de interesse será o estimador de diferenças em diferenças α :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_{it} + \beta_2 T_t + \alpha G_{it} \cdot T_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

As variáveis explicativas G_{it} e T_t são variáveis binárias, em que G_{it} se refere ao grupo de indivíduos, e recebe o valor 1 (um) caso o indivíduo faça parte do grupo de tratamento e recebe zero se pertencer ao grupo de controle. Já T_t é a variável indicativa do tempo analisado, recebendo o valor 1 (um) caso o período seja aquele em que ocorreu aumento do salário mínimo e, zero caso se refira ao período anterior a esse aumento e, ε_{it} é o termo de erro. O valor estimado de β_1 corresponderia às diferenças existentes entre o grupo de tratamento e de controle que não se devem ao choque provocado pelo aumento do salário mínimo, ou seja, capta as “diferenças naturais” entre esses dois grupos. Já o valor estimado de β_2 corresponde às alterações nos rendimentos de todos os indivíduos da amostra ocorridas entre o mês do aumento do mínimo e o mês imediatamente anterior. Dessa forma, o parâmetro α , que é o termo de interação entre as variáveis binárias G_{it} e T_t , mede a mudança nos rendimentos devida à política de elevação do salário mínimo, dado que essa política geraria impactos somente no grupo de tratamento.

Pode-se demonstrar que o estimador de diferenças em diferenças (α) da equação (2) capta realmente as diferenças observadas ao longo do tempo entre os grupos de tratamento e de controle. A equação (3) representa a estimação para o grupo de tratamento no tempo 1 (que de acordo com o propósito do trabalho se refere ao mês imediatamente anterior ao aumento), sendo que $\tilde{\beta}_0$ representa o rendimento médio do grupo de controle e $\tilde{\beta}_1$ demonstra o valor da diferença entre o rendimento médio do grupo de tratamento e o do grupo de controle.

Já a equação (4) representa a estimação para o grupo de tratamento no tempo 2, mês que ocorreu o aumento do mínimo. Do mesmo modo que na equação (3), $\hat{\beta}_0$ é rendimento médio do grupo de controle e, $\hat{\beta}_1$ é a diferença entre o rendimento médio do grupo de tratamento e o do grupo de controle no tempo 2.

$$\tilde{y}_{i1} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 \cdot G_{i1} \quad (3)$$

$$\hat{y}_{i2} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 G_{i2} \quad (4)$$

Assim, o valor de $\hat{\beta}_1$ menos $\tilde{\beta}_1$ representa justamente o valor da diferença entre os rendimentos médios do grupo de tratamento e do grupo de controle ao longo do tempo, ou seja, é o valor α . Todavia, com tal procedimento não é possível encontrar o nível de significância de α , visto que o seu erro-padrão não está disponível e, portanto, a estimação via equação (2) é preferível, uma vez que se consegue obter o erro-padrão de α a partir dessa regressão.

De acordo com Corseuil & Carneiro (2001), a alternativa de estimar o parâmetro de diferenças em diferenças via regressão apresenta duas vantagens. A primeira vantagem é que as estimativas relacionadas à significância estatística desse parâmetro são computadas automaticamente. A segunda é que características pessoais, que acaso influenciem variável dependente e não estejam distribuídas de maneira perfeitamente uniforme entre os dois grupos, podem ser incorporadas ao modelo.

Como o presente trabalho procura verificar como se comportou os rendimentos dos trabalhadores domésticos depois do aumento do mínimo, a variável y_{it} será o logaritmo do valor dos

rendimentos dos trabalhadores, e $G_{it} = 1$ se o indivíduo for trabalhador doméstico. Dessa forma, procurou-se estimar o parâmetro α da seguinte expressão:

$$\log(\text{salário})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{doméstico}_{it} + \beta_2 \cdot T_t + \alpha \text{doméstico}_{it} \cdot T_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

A estimação de α foi feita por meio de dois modelos, o primeiro utilizando o grupo de controle como os trabalhadores por conta própria e o segundo utilizando como grupo de controle os indivíduos que são empregadores. Ambas as regressões foram estimadas para período de 2002 a 2010.

Adicionalmente foram inseridas determinadas variáveis de controle à equação (5) a fim de estimar de forma mais eficiente o valor de α . As variáveis explicativas adicionais foram: idade, cor (variável binária assumindo valor 1 se a pessoa respondeu que é da cor branca e valor 0 se respondeu que é de outra cor), sexo (variável binária tendo valor 1 para homens e valor igual a zero para mulheres), nível educacional e horas trabalhadas. Dessa forma, a equação a ser estimada toma a seguinte forma:

$$\log(\text{salário})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{doméstico}_{it} + \beta_2 \cdot T_t + \alpha \text{doméstico}_{it} \cdot T_t + \beta_3 \cdot \text{idade}_{it} + \beta_4 \cdot \text{sexo}_{it} + \beta_5 \cdot \text{cor}_{it} + \beta_6 \cdot \text{educação}_{it} + \beta_7 \cdot \text{horas}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Com o intuito de obter os melhores estimadores possíveis, foram utilizadas duas estruturas diferentes para análise das observações. Em um primeiro momento estimou-se a equação (6) utilizando as observações agrupadas (*pooling*) e, num segundo momento foi empregada a estrutura de painel da PME, uma vez que existem condições de utilizar as observações em painel dado que a amostra foi emparelhada. Na análise de painel a dimensão temporal foi composta de dois meses: o mês anterior ao aumento e o mês em que houve o aumento do salário mínimo e, a dimensão *cross-section* se refere a cada observação individual da amostra.

O procedimento de *pooling* foi utilizado em diversos trabalhos empíricos cujo método de estimação era o método de diferenças em diferenças, como por exemplo, em Foguel (1998); Firpo, Gonzaga e Carvalho (2006); Corseuil & Carneiro (2001), sendo que esse último trabalho estimou uma equação por meio do modelo Logit. Em relação ao emprego do método de diferenças em diferenças na estrutura de painel, pode-se citar os trabalhos de Viegas (2006) e Firpo, Gonzaga e Carvalho (2006).

5. Resultados

5.1. Método de Diferenças em Diferenças

Os resultados das regressões para os anos de 2002 a 2010 estão reportados na Tabela 3, que mostra os valores estimados do parâmetro α da equação (6), sendo que o lado esquerdo dessa tabela informa os valores estimados quando o grupo de controle foi formado por trabalhadores por conta própria e, o lado direito da tabela reporta os resultados estimados quando o grupo de controle foi formado por indivíduos que se declararam empregadores. O valor entre parênteses se refere ao valor do teste *t-Student* e, está destacado em negrito os coeficientes que foram significativos ao nível de 10%.

A análise das observações agrupadas (*pooling*) foi estimada de forma robusta, já corrigindo a heterocedasticidade. Na estimação por *pooling* também foi utilizado um teste para detectar presença de multicolinearidade, a qual implica uma correlação alta (porém não perfeita) entre as variáveis explicativas. Assim, se o modelo apresenta multicolinearidade, algumas variáveis podem ser redundantes e, talvez precisariam ser excluídas. Esse teste foi capaz de rejeitar a presença de multicolinearidade para todas as regressões feitas, dessa forma isso não foi um problema. Além disso, foi verificado se os resíduos das regressões apresentam distribuição normal e constatou-se que

os resíduos não apresentam distribuição normal. Também se realizou o teste em relação à forma funcional, utilizando o teste RESET de má especificação da forma funcional. O procedimento do teste RESET consiste em adicionar polinômios, geralmente termos quadráticos e cúbicos, aos valores estimados pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários na equação da regressão. A hipótese nula desse teste é que não há má especificação do modelo, ou seja, que o modelo está corretamente especificado. O resultado indicou que as regressões estimadas via observações agrupadas apresentam problemas de forma funcional.

A partir dos resultados não muito satisfatórios dos testes mencionados acima, foi decidido utilizar os dados na forma de painel a fim de obter melhores estimativas a respeito do modelo empregado.

Foram utilizados dois tipos de estimação da equação (6) com dados de painel, a saber: Estimação por Efeitos Fixos e Estimação por Efeitos Aleatórios. Os resultados obtidos também estão resumidos na Tabela 3. De uma forma geral, a análise com dados de painel se mostrou mais consistente do que com as observações agrupadas, o que já era esperado, dada as características da amostra.

Tabela 3 - Resultados da regressão por MQO da equação (6) - coeficientes estimados de α para os anos de 2002 a 2010

Anos	Grupo de Controle: Trabalhadores por conta própria			Grupo de Controle: Empregadores		
	pooling	Painel - Efeitos Fixos	Painel - Efeitos Aleatórios	pooling	Painel - Efeitos Fixos	Painel - Efeitos Aleatórios
2002	0.006 (0.23)	-0.0127 (-0.93)	-0.0073 (-0.54)	0.0021 (0.05)	0.03642 (2.16)	0.0339 (2.04)
2003	0.018 (0.76)	0.0224 (1.79)	0.0199 (1.51)	0.0669 (1.74)	0.03403 (2.29)	0.03964 (2.68)
2004	-0.009 (-0.4)	-0.0146 (-1.32)	-0.0143 (-1.29)	-0.007 (-0.21)	-0.0038 (-0.3)	-0.0033 (-0.26)
2005	-0.016 (-0.8)	-0.142 (-1.45)	-0.0152 (-1.54)	-0.0445 (-1.29)	-0.0373 (-3.12)	-0.0368 (-3.09)
2006	0.021 (0.87)	0.0131 (1.08)	0.0188 (1.53)	-0.0031 (-0.08)	-0.0007 (-0.05)	0.006 (0.004)
2007	-0.007 (-0.33)	0.011 (1.12)	0.0042 (0.45)	0.0004 (0.01)	0.0285 (2.07)	0.02123 (1.56)
2008	0.016 (0.77)	0.0184 (1.7)	0.02 (1.83)	0.0232 (0.66)	0.0164 (1.13)	0.0173 (1.22)
2009	0.0007 (0.03)	0.0109 (1.01)	0.0113 (1.04)	0.046 (1.22)	0.0294 (1.76)	0.0362 (2.37)
2010	-0.059 (2.75)	-0.086 (-7.22)	-0.0827 (-6.94)	-0.059 (2.71)	-0.068 (-3.88)	-0.0727 (-4.25)

Fonte: Pesquisa Mensal de Emprego - IBGE

Para verificar qual dos dois modelos de painel se mostra mais adequado, foi utilizado o teste de Hausman, que compara o modelo de efeitos fixos com o modelo de efeitos aleatórios. O modelo de efeitos fixos é preferido quando se tem a intenção de eliminar, da regressão estimada, as variáveis que não variam ao longo do tempo, obtendo estimações apenas daquelas variáveis que se alteram ao longo do tempo. Esse modelo permite que os efeitos fixos (aqueles que não apresentam variações ao longo do tempo) sejam correlacionados com as outras variáveis explicativas que mudam com o

tempo. Esse modelo também é preferido quando não se podem considerar que as observações são provenientes de uma extração aleatória de uma população. Por sua vez, o modelo de efeitos aleatórios requer que as observações sejam de amostras aleatórias de uma determinada população e, além disso, as variáveis constantes ao longo do tempo não devem ser correlacionadas com as variáveis explicativas que se alteram ao longo do tempo. Se tais condições forem satisfeitas o modelo de efeitos aleatórios produzirá estimadores mais eficientes que o modelo de efeitos fixos. O teste de Hausman visa determinar qual dos dois modelos produzirá os melhores estimadores.

A hipótese nula do teste de Hausman é que as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas, o que implica que os coeficientes do modelo e os efeitos aleatórios são ortogonais. A hipótese nula é condição essencial para adequabilidade do modelo de efeitos aleatórios. Dessa maneira, a rejeição da hipótese nula indica que o modelo de efeitos fixos é preferível. Os resultados do teste de Hausman mostraram que, para todos os anos, a hipótese nula do teste foi rejeitada, ou seja, o modelo de efeitos fixos é mais adequado do que o modelo de efeitos aleatórios e, portanto, os resultados e considerações obtidos nesse trabalho se basearão nos coeficientes estimados pelo modelo de efeitos fixos.

Tabela 4 - Teste de Hausman para Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios

Anos		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Grupo de controle: autônomos	chi2(8)	679,1	865,2	23,24	935,5	539	954,8	838,2	888,2	710,3
	Prob>chi2	0	0	0,003	0	0	0	0	0	0
Grupo de controle: Empregadores	chi2(8)	186,1	385,3	29,11	507	201	273,8	175,2	200,5	273,3
	Prob>chi2	0	0	0,0003	0	0	0	0	0	0

Os resultados apontados na Tabela 3 mostram que, em muitos dos anos analisados, o coeficiente que mede a interação entre o mês do aumento do salário-mínimo e o grupo de tratamento, que é o estimador de diferenças em diferenças, se mostrou não-significativo. Ou seja, percebe-se nessas situações que a variação dos salários dos empregados domésticos no mês do aumento do mínimo comparado ao mês anterior não se mostrou significativamente diferente da variação dos rendimentos dos trabalhadores por conta-própria, embora tenha se mostrado mais significativo quando comparado com a variação dos rendimentos dos empregadores.

É possível mencionar algumas hipóteses que podem ser formuladas a respeito dos resultados obtidos, contudo se tratam apenas de hipóteses e não de uma explicação definitiva. Poder-se-ia argumentar que nos períodos em que a elevação percentual do salário mínimo foi pequena, esperaria que a diferença da variação dos rendimentos entre o grupo de tratamento e o grupo de controle fosse pequena, obtendo assim coeficientes não significativos. Entretanto, não parece ser esse o caso. Outra hipótese que poderia ser levantada diz respeito às condições macroeconômicas vivenciadas em cada período, sendo que as variáveis macroeconômicas poderiam afetar diferentemente o nível de emprego e o salário para diferentes grupos de trabalhadores. Todavia, não faz parte do escopo desse trabalho levantar e averiguar tal hipótese.

Uma terceira hipótese trata da questão do modelo utilizado, especialmente no que se refere aos grupos de tratamento e controle. Quando se utilizou como grupo de controle os trabalhadores por conta própria percebe-se que, exceto nos anos de 2003, 2008 e 2010, os coeficientes não foram significativos ao nível de 10%, mostrando que a variação dos rendimentos dos empregados domésticos, no mês do aumento do mínimo, não foi significativamente diferente da variação dos rendimentos dos trabalhadores por conta própria. A literatura menciona que isso é perfeitamente possível, sendo que esse fenômeno é denominado de efeito farol, como já discutido anteriormente, pois o salário mínimo também serve de referência para segmentos ocupacionais que estão fora da relação salarial com registro em carteira ou que não recebem o salário mínimo, como os informais, as ocupações em tempo parcial, “biscates”, “bicos”, etc. Já a análise para o grupo de controle

representado pelos empregadores apresenta resultados mais significativos, o que sugere que o grupo de controle formado pelos empregadores se mostrou “melhor” que o grupo de controle formado por trabalhadores por conta própria, uma vez que a variação dos rendimentos dos empregados domésticos, de maneira geral, se mostrou diferente da variação dos rendimentos dos empregadores quando do advento do aumento do mínimo.

Além disso, outra hipótese para os resultados terem se mostrado pouco significativos é que o grupo de tratamento pode não ter sido bem escolhido, caso o aumento do mínimo não cause grande influência sobre os rendimentos dos empregados domésticos.

Analisando os dados que se mostraram significativos para o grupo de controle formado por trabalhadores por conta própria, é possível argumentar que, com exceção do ano de 2010, a elevação do salário mínimo causou pouca diferença de rendimentos entre os empregados domésticos e os trabalhadores por conta própria, algo em torno de 1% a 3% de diferença. Entretanto, no ano de 2010, a elevação do mínimo fez com que os rendimentos dos trabalhadores por conta própria ficassem cerca de 8% maiores que os rendimentos dos trabalhadores domésticos. Ou seja, não se pode afirmar que a elevação do salário mínimo prejudicou os trabalhadores domésticos, mas pode-se dizer que no ano de 2010 essa elevação beneficiou mais os trabalhadores por conta própria do que os trabalhadores domésticos.

Já a análise para o grupo de controle formado pelos empregadores informa que a elevação do valor do mínimo, geralmente, leva a aumentos dos rendimentos dos trabalhadores domésticos em torno de 3,5% superiores aos aumentos dos rendimentos dos empregadores. As exceções são os anos de 2004, 2006 e 2008, anos que os resultados foram não-significativos e, os anos de 2005 e 2010, anos que o coeficiente foi negativo. No ano de 2005, a elevação do mínimo fez com que os salários dos trabalhadores domésticos ficassem em torno de 3,5% menores que os salários dos empregadores e, no ano de 2010, essa diferença foi bem maior, em torno de 7%.

Percebe-se que no ano de 2010, entre os meses de janeiro e fevereiro, houve significativa queda de rendimentos dos trabalhadores domésticos em comparação aos trabalhadores por conta própria e aos empregadores, contudo, não podemos afirmar que tal situação se deve exclusivamente ao fato do aumento do salário mínimo.

5.2. Análise por vintis dos rendimentos

Com o intuito de obter uma análise mais detalhada a respeito dos dados e do comportamento dos rendimentos dos trabalhadores no período de 2002 a 2010, propusemos estudar a variação dos rendimentos dos trabalhadores por vintis. Ou seja, os empregados domésticos, trabalhadores por conta própria e empregadores foram classificados pelos seus vigésimos de distribuição de renda. Em outras palavras, foi feita a divisão do total dos trabalhadores em vinte partes iguais, classificados a partir dos cinco por cento daqueles que têm os menores rendimentos (primeiro vintil) até os cinco por cento dos trabalhadores com maiores rendimentos (vigésimo vintil).

Depois de ter classificado os trabalhadores dessa maneira, o passo seguinte foi verificar qual foi a variação dos rendimentos de cada vigésimo da distribuição dos rendimentos entre o mês em que houve aumento do mínimo e o mês anterior a sua elevação. Em outras palavras, mostrou-se qual a variação percentual dos vintis dos rendimentos desses grupos de trabalhadores de um mês para outro. A exposição desses dados é feita por meio de tabelas por vigésimos de renda para cada grupo de trabalhador analisado de acordo com sua posição na ocupação. Foram destacados em negrito aqueles vintis que apresentaram variações percentuais idênticas à variação percentual do salário mínimo para cada ano correspondente.

Por meio da análise da tabela 5 é possível perceber que uma considerável parcela dos trabalhadores domésticos tem seus rendimentos influenciados diretamente pelo valor do salário mínimo, como se esperava. Por exemplo, no ano de 2007, os vigésimos de número 9 a 12 tiveram aumentos de salários idênticos ao valor do aumento do mínimo. Isso não causa estranheza, pois esses indivíduos recebem exatamente um salário mínimo, sendo que trabalhadores domésticos classificados em outros vigésimos de distribuição de renda tiveram aumentos proporcionalmente

menores do que o aumento do mínimo e, muitos mantiveram o mesmo nível de rendimento. Por outro lado, alguns trabalhadores que recebiam menos de um salário mínimo tiveram seus rendimentos contraídos a partir da elevação do mínimo. E essa tendência se repete ao longo dos anos, exceto para o ano de 2010, mostrando certo padrão de variação dos rendimentos dos trabalhadores domésticos ao longo dos anos quando do aumento do valor do salário mínimo. Ou seja, a alteração do salário mínimo provoca variação idêntica dos rendimentos daqueles trabalhadores domésticos que recebem exatamente o valor do mínimo, e variações menores de renda dos domésticos que ganham rendimentos diferentes do valor do salário mínimo, sendo que muitos outros trabalhadores não apresentam variações de rendimentos.

A tabela 6, que designa os trabalhadores por conta própria mostra que a tendência é de que os rendimentos desse grupo de trabalhadores não variem muito do mês anterior ao aumento do mínimo para o mês em que houve o aumento, sendo que para a maioria dos anos, certos vigésimos de rendimentos apresentam modestas variações positivas.

Por fim, a tabela 7, que mostra a variação dos rendimentos daqueles que se declaram empregadores, é a que menos tem um padrão de variação definido, pois ora certos vigésimos apresentam significativas variações de renda, positivas ou negativas, ora muitos vigésimos apresentam pouca variação de rendimentos. Contudo, há de se notar que a grande maioria dos empregadores não teve seus rendimentos alterados quando da elevação do mínimo. Pode-se dizer então que os rendimentos dos empregadores não sofrem influência das políticas de aumento do salário mínimo, uma vez que não existe um padrão definido de variação dos rendimentos dessas pessoas em relação à variação do salário mínimo, sendo que esse grupo pode ser considerado um bom grupo de controle. Todavia são necessárias ponderações a respeito do ano de 2009 e 2010, pois se percebe que ocorreu uma queda considerável de rendimentos no mês em que houve a elevação do mínimo comparado ao mês anterior ao aumento. Porém, não se pode afirmar que essa variação negativa de rendimentos foi causada pela variação do salário mínimo, pois esses dois períodos estavam sob influência da crise econômica mundial.

Tabela 5 – Variação percentual, entre o mês do aumento do salário mínimo e o mês anterior, dos vintis de rendimento para o grupo dos trabalhadores domésticos nos anos de 2002 a 2010

Vintis	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1º	40,0%	-11,8%	0,0%	-5,0%	25,0%	-12,5%	-20,0%	0,0%	25,0%
2º	11,1%	0,0%	0,0%	0,0%	-13,3%	-7,1%	0,0%	11,1%	0,0%
3º	20,0%	0,0%	-6,7%	0,0%	0,0%	8,6%	0,0%	11,1%	0,0%
4º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-20,0%	0,0%	0,0%
5º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-8,6%	-10,0%
6º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-6,7%	0,0%	-6,3%	0,0%	0,0%
7º	0,0%	0,0%	0,0%	9,2%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
8º	11,1%	10,0%	4,2%	15,4%	16,7%	0,0%	5,3%	12,0%	7,5%
9º	0,0%	20,0%	8,3%	15,4%	16,7%	8,6%	9,2%	12,0%	9,7%
10º	0,0%	14,3%	8,3%	15,4%	0,0%	8,6%	9,2%	12,0%	2,0%
11º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	8,6%	9,2%	12,0%	-1,0%
12º	0,0%	0,0%	-0,9%	0,0%	0,0%	8,6%	3,8%	3,3%	-15,0%
13º	0,0%	4,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1,2%	-0,6%	-19,0%
14º	0,0%	0,0%	0,0%	6,3%	0,0%	0,0%	4,7%	0,0%	-21,4%
15º	0,0%	0,0%	0,0%	2,9%	0,0%	5,0%	6,7%	0,0%	-25,0%
16º	-9,7%	0,0%	1,3%	0,0%	5,0%	4,3%	0,0%	0,0%	-33,3%
17º	0,0%	0,0%	0,0%	7,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-24,7%
18º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	2,8%	0,0%	0,0%	0,0%	-20,0%
19º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	2,4%	-25,0%
Média	2,40%	2,47%	0,43%	3,09%	2,27%	3,02%	0,85%	2,37%	-16,3%

Tabela 6 – Variação percentual, entre o mês do aumento do salário mínimo e o mês anterior, dos vintis de rendimento para o grupo dos trabalhadores por conta própria nos anos de 2002 a 2010

Vintis	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1º	0,0%	0,0%	0,0%	14,3%	-18,8%	0,0%	-16,7%	16,7%	0,0%
2º	112,8%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
3º	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	6,3%	0,0%	0,0%	0,0%
4º	60,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
5º	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	7,7%	0,0%	0,0%	-12,5%
6º	11,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-11,1%
7º	25,0%	0,0%	4,0%	0,0%	6,7%	0,0%	0,0%	8,4%	0,0%
8º	20,0%	-13,3%	0,0%	0,0%	0,0%	5,3%	5,0%	0,0%	0,0%
9º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	11,1%	0,0%	0,0%
10º	16,7%	-6,3%	0,0%	0,0%	-11,1%	6,7%	0,0%	0,0%	0,0%
11º	11,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
12º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-3,8%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
13º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	8,3%	0,0%	0,0%	-11,1%
14º	20,0%	0,0%	-1,9%	0,0%	0,0%	7,1%	0,0%	5,9%	0,0%
15º	8,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	11,1%	0,0%	-9,1%
16º	0,0%	7,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-14,3%
17º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-6,3%
18º	8,3%	9,1%	-7,1%	0,0%	-6,3%	5,9%	0,0%	0,0%	0,0%
19º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-12,0%	0,0%	-13,3%	0,0%	-6,3%
Média	8,01%	-1,45%	-0,62%	-0,42%	-4,34%	2,56%	-0,98%	1,15%	-7,88%

Tabela 7 – Variação percentual, entre o mês do aumento do salário mínimo e o mês anterior, dos vintis de rendimento para o grupo de empregadores nos anos de 2002 a 2010

Vintis	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1º	0,00%	20,0%	0,0%	-2,8%	0,0%	26,7%	8,6%	0,0%	0,0%
2º	60,0%	-14,3%	0,0%	0,0%	-10,0%	8,7%	0,0%	0,0%	-12,5%
3º	28,6%	-16,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-10,0%
4º	25,0%	0,0%	0,0%	14,3%	0,0%	7,1%	0,0%	-10,0%	-9,1%
5º	20,0%	0,0%	-6,3%	6,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-7,7%
6º	16,7%	-12,5%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-16,7%	0,0%
7º	6,7%	-11,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-13,3%	-16,7%
8º	12,5%	0,0%	0,0%	9,1%	9,1%	3,3%	0,0%	0,0%	-5,0%
9º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	16,7%	13,2%	0,0%	-20,0%	0,0%
10º	20,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	6,7%	5,9%	0,0%	-20,0%
11º	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	20,0%	11,1%	0,0%	0,0%	-7,4%
12º	0,0%	-16,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-12,0%	0,0%
13º	11,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	10,0%	0,0%	-13,3%	0,0%
14º	0,0%	-4,8%	-2,5%	0,0%	0,0%	8,0%	0,0%	0,0%	-14,3%
15º	0,0%	-16,7%	-6,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-11,4%	0,0%
16º	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	-6,4%	0,0%
17º	0,0%	-12,5%	-12,5%	0,0%	0,0%	4,2%	0,0%	0,0%	-16,7%
18º	11,1%	0,0%	-20,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
19º	16,7%	-14,3%	0,0%	-14,3%	5,3%	-10,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Média	10,9%	-9,78%	-0,38%	-2,44%	1,46%	2,73%	3,14%	-6,80%	-6,74%

6. Considerações Finais

Este trabalho teve como objetivo mostrar a influência (ou não) do salário mínimo sobre os rendimentos de trabalhadores de determinadas posições de ocupação. A análise se baseou no método de diferenças em diferenças, o qual requer o estabelecimento de um grupo de tratamento, cujos rendimentos são afetados pelas elevações do salário mínimo e, um grupo de controle, que é sujeito a todas as variáveis que afetam o grupo de tratamento exceto as alterações do valor do mínimo. Dessa forma, o presente artigo utilizou como grupos de tratamento e de controle trabalhadores em diferentes posições de ocupação, sendo que o grupo de tratamento é formado por trabalhadores domésticos e, foram designados dois grupos de controle: o primeiro formado por trabalhadores por conta própria e o segundo formado por empregadores.

O método de diferenças em diferenças foi aplicado na base de dados da PME com observações agrupadas e também na estrutura de painel. Entretanto, a regressão por meio de observações agrupadas não se mostrou consistente, sendo dessa forma preterida em favor da análise por painel. Também foi mostrado, por meio de vintis de rendimentos, como foi a variação dos rendimentos dos três grupos de interesse (trabalhadores domésticos, por conta própria e empregadores) entre o mês em que houve aumento do salário mínimo e o mês anterior ao aumento, a fim de corroborar os resultados obtidos via regressão por painel.

Os resultados advindos da regressão estimada pelo modelo de painel de efeitos fixos apontaram que quando o grupo de controle foi composto de trabalhadores por conta própria, obtiveram-se poucos resultados significativos. Dessa forma, não se pode afirmar que a elevação do mínimo foi capaz de provocar melhora dos rendimentos dos domésticos em relação aos trabalhadores por conta própria. E, quando os coeficientes foram significativos, os impactos foram modestos, em torno de 1% a 3% a favor dos empregados domésticos, com exceção do ano de 2010. Isso pode ser sinalizado como “efeito farol”, pois o salário mínimo também tem o poder de ser um indexador de renda no setor informal e dos menos qualificados. Dessa forma, os trabalhadores por conta própria não são o melhor grupo de controle, uma vez que os resultados demonstram que a elevação do salário mínimo não causa impactos significativamente diferentes nos rendimentos desse grupo de trabalhadores quando comparado com os trabalhadores domésticos.

Já os resultados se mostraram mais significativos quando o grupo de controle foi formado pelos empregadores, apontando, geralmente, impactos maiores nos rendimentos a favor dos trabalhadores domésticos, com exceção dos anos de 2005 e 2010. O grupo dos empregadores se mostrou bem menos propenso de ter seus rendimentos influenciados pelo nível do salário mínimo, quando comparados com os trabalhadores domésticos e com os trabalhadores por conta própria, o que pode ser comprovado por meio da análise por vintis de rendimento. Portanto, pode-se dizer que os empregadores é um bom grupo de controle, quando o grupo de tratamento são os trabalhadores domésticos.

Portanto, pode-se argumentar que as políticas de aumento de salário mínimo causam pouco impacto nos rendimentos médios dos trabalhadores domésticos quando comparados com as alterações verificadas nos rendimentos dos trabalhadores por conta própria. Por outro lado, a política de aumento de salário mínimo acaba fazendo com que os rendimentos dos trabalhadores domésticos apresentassem pequena elevação em comparação à variação de rendimentos auferidos pelos empregadores. Portanto, a categoria dos empregados domésticos em geral é modestamente favorecida pelas políticas de aumento do mínimo, uma vez que o rendimento médio desses trabalhadores experimenta elevação quando ocorre essa política, embora essa elevação seja pouca significativa quando comparada à variação dos rendimentos trabalhadores por conta própria e, apresente certa melhora no que se refere à comparação com as variações dos rendimentos dos empregadores, sugerindo que a política de elevação do mínimo pode, de certa forma, contribuir para diminuir a discrepância de rendimentos entre esses dois grupos.

Todavia, é preciso cuidado ao interpretar esses resultados, pois não se pode afirmar contundentemente que a elevação do mínimo faz com que diminua a disparidade entre os rendimentos dos empregados domésticos e dos empregadores, ou de uma forma mais geral, que

diminua a diferença daqueles que tem rendimento sobre forte influência do mínimo sobre aqueles que tenham rendimentos independentes das políticas de aumento do salário mínimo, dado que os resultados apontados por esse trabalho mostram as alterações de rendimentos somente no mês em que houve aumento do mínimo comparado ao mês anterior. Dessa forma, é bem provável que durante os outros meses do ano, os rendimentos dos empregadores apresentem elevações e os rendimentos dos trabalhadores domésticos fiquem estagnados, até o momento em que ocorra outra política de elevação do salário mínimo. Assim, os resultados obtidos por esse trabalho não pode ser generalizados a respeito da questão de distribuição de renda inter-ocupações. Contudo, existe um amplo espaço para estudo desse fenômeno no Brasil.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- AZEVEDO, J. S. G.; SILVEIRA, P. F. Salário mínimo e renda familiar: mecanismos de ajustes individuais e familiares. In: ARAÚJO, T. P.; LIMA, R. A. (Org.). **Ensaio sobre o mercado de trabalho e políticas de emprego**. Recife: Editora Universitária da UFPE: 2001.
- BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, p. 415-464, 2000.
- BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M.; LEITE, P. Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. **Economia**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 1, p. 47-72, 2001.
- BARROS, R. P. de; RAMOS, L. A note on the temporal of the relationship between wages and education among Brazilian prime-age males: 1976-1989. In: MENDONÇA, R.; URANI, A. (Org.). **Estudos sociais e do trabalho**. Rio de Janeiro: IPEA, 1994.
- BARROS, R. P. de; RAMOS, L.; SANTOS, E. Gender differences in Brazilian labor market. In: SCHULTZ, P. **Investments in women human capital**. Chicago: Chicago University Press, 1995.
- CARD, D., KRUEGER, A. Minimum wage and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. **American Economic Review**, v. 84, n. 4, p. 772-793, 1994.
- CORSEUIL, C. H., SERVO, L. **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil: uma resenha da literatura**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para discussão, n. 880).
- CORSEUIL, C. H.; CARNEIRO, F. G. **Os impactos do salário mínimo sobre emprego e salário no Brasil: evidências a partir de dados longitudinais e séries temporais**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para discussão, n. 849).
- DIAS, J.C. **Efeitos distributivos do salário mínimo no Brasil recente: recortes segundo a posição na ocupação**. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de Uberlândia.
- DIEESE. **Salário mínimo e distribuição de renda**. Nota técnica n. 6, out. 2005.
- DIEESE. **Valorização do salário mínimo: um imperativo da ética econômica e social**. Nota técnica n. 21, abr. 2006.
- FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors**. Cedeplar/UFMG, 2001 (Texto para Discussão, 151).
- FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; G. ULYSSEA. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2006. v. 2, p. 499-506.
- FIRPO, S.P.; GONZAGA, G.M.; CARVALHO, S.S. Os efeitos do aumento da licença maternidade sobre o salário e o emprego da mulher no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.36, n. 3, p. 489-524, 2006.
- FOGUEL, M. N. **Uma análise dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil**. Ipea, 1998 (Texto para Discussão, 564).
- FOGUEL, M. N.; AZEVEDO, J. P. **Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1984-2005**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para discussão, n.1247).
- FOGUEL, M., RAMOS, L., CARNEIRO, F. **The impact of minimum wage on the labor market, poverty and fiscal budget in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (TextoparaDiscussão, 839).
- INTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006. (Nota técnica).
- MACEDO, R. B. Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 11, n. 1, p. 63-82, 1981.

NERI, M. O reajuste do salário mínimo de maio de 1995. **Anais do XIX Encontro Brasileiro de Econometria**. Recife: SBE, 1997.

NERI, M., GONZAGA, G., CAMARGO, J. Salário mínimo, efeito farol e pobreza. **Revista de Economia Política**, v. 21, n. 2, (82), p. 78-90, 2001

NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. A. . Os efeitos distributivos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2007. In: XXXVII Encontro Nacional de Economia, 2009. Foz do Iguaçu. **Anais do XXXVII Encontro Nacional da ANPEC**, 2009.

RAMOS, L., REIS, J. Salário mínimo, distribuição de renda e pobreza no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 1, p. 99-114, 1995.

REIS, J. **Salário mínimo e distribuição de renda: perspectiva da economia brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 1989.

RIBAS, R.; SOARES, S. **Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, 2008. (Texto para discussão, n. 1348)

SABOIA, J. . Elasticidades dos Rendimentos do Trabalho em Relação ao Salário Mínimo - A Experiência do Período Recente. **Economia e Sociedade** (UNICAMP. Impresso), 2010.

SABÓIA, J. O salário mínimo e a taxa de salários na economia brasileira: novas evidências. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 5, n. 2, p. 39-66, 1985.

SABÓIA, J. O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; G. ULYSSEA. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2006. v. 2, p 479-497.

SOARES, S. **O impacto do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para discussão, n. 873).

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. N. **Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para discussão, n. 897).

VIEGAS, C. A. S. V. **Fusões e aquisições na indústria de alimentos e bebidas no Brasil: análise dos efeitos nos preços ao consumidor**. 2006. Tese (Doutorado) Teoria Econômica, FEA/USP.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002.