

# Texto para Discussão

## Série Economia

TD-E / 2008

**Impacto da redução dos encargos trabalhistas das empregadas  
domésticas sobre salário e formalização**

Prof. Dr. Luiz Guilherme Dacar da Silva Scorzafave

**Universidade de São Paulo**  
**Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade**  
**de Ribeirão Preto**

Reitora da Universidade de São Paulo  
Suely Vilela

Diretor da FEA-RP/USP  
Rudinei Toneto Junior

Chefe do Departamento de Administração  
André Lucirton Costa

Chefe do Departamento de Contabilidade  
Adriana Maria Procópio de Araújo

Chefe do Departamento de Economia  
Walter Belluzzo Junior

**CONSELHO EDITORIAL**

**Comissão de Pesquisa da FEA-RP/USP**

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto  
Avenida dos Bandeirantes, 3900  
14049-900 Ribeirão Preto - SP

A série TEXTO PARA DISCUSSÃO tem como objetivo divulgar: i) resultados de trabalhos em desenvolvimento na FEA-RP/USP; ii) trabalhos de pesquisadores de outras instituições considerados de relevância dadas as linhas de pesquisa da instituição. A série foi subdividida em função das principais áreas de atuação da FEA-RP/USP: Economia, Administração e Contabilidade. Veja o site da CPq na Home Page da FEA-RP: [www.fearp.usp.br](http://www.fearp.usp.br). Informações: e-mail: [cpq@fearp.usp.br](mailto:cpq@fearp.usp.br)

## **Impacto da redução dos encargos trabalhistas sobre a formalização e o salário das empregadas domésticas**

**Maria Isabel Accoroni Theodoro**

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

**Luiz Guilherme Scorzafave**

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

### **Resumo**

#### **BEL FAZER RESUMO E ABSTRACT**

O presente artigo faz uma avaliação da polarização de renda no Brasil para os anos de 1981 e 2003. Após diferenciar os conceitos de polarização e de desigualdade de renda, calculamos o índice de polarização da renda no Brasil, com base na metodologia proposta por Esteban, Gradin e Ray (1999). Os resultados indicam que a bipolarização se manteve praticamente constante no período considerado, acompanhando a tendência do coeficiente de Gini nas medidas de renda empregadas: renda domiciliar *per capita* e renda domiciliar ajustada por escalas de equivalência. Entretanto, o nível de polarização se mostrou elevado, se comparado a outros países. O fator determinante para este resultado foi a grande diferença entre a renda média dos grupos considerados.

### **Abstract**

This article analyzes the income polarization in Brazil for 1981 and 2003. After we explain the differences between polarization and inequality, we calculate the income polarization for Brazil, based on the work of Esteban, Gradin e Ray (1999). The results indicate that the bipolarization remains stable in the period, following the trend of the Gini coefficient in the employed measures of income: per capita household income and household income adjusted for equivalent scales. However, the level of polarization is high in Brazil, if contrasted to other countries. The key determinant of this fact is the huge difference in average income of the considered groups.

**Palavras-Chave:** Emprego Doméstico, Informalidade, Salário, Mulher

**Key Words:** Housekeep Job, Informality, Wages, Women

**Área ANPEC:** 12 - Economia do Trabalho

**Classificação JEL:** J31, J44

## **Impacto da redução dos encargos trabalhistas sobre a formalização e o salário das empregadas domésticas**

### **1. Introdução**

Desde o final dos anos 80 vem ocorrendo um aumento significativo da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. Segundo Scorzafave e Menezes-Filho (2001), isso pode ser explicado por características da própria mulher, como idade e escolaridade, e pelas condições da família (renda do domicílio e número de filhos, entre outros fatores).

No entanto, apesar dessa maior inserção no mercado de trabalho, a maioria das ocupações nas quais as mulheres estão engajadas apresentam baixa remuneração e alto grau de informalidade. O exemplo mais importante de ocupação dessa natureza é o emprego doméstico, que além de tudo, era a ocupação preponderante entre as mulheres. Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), cerca de 17% do total de mulheres ocupadas no mercado de trabalho eram, em 2005, empregadas domésticas.

Outra peculiaridade do emprego doméstico é que ele dispõe de uma legislação específica e só passou a ser regulamentado em 1972. Nessa legislação foram estabelecidos alguns direitos a esses trabalhadores, porém, Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) e seguro desemprego ainda hoje não são considerados direitos obrigatórios para esse grupo. Por sua vez, em 19 de julho de 2006, foi editada a lei nº 11.324, que alterou a legislação do Imposto de Renda das Pessoas Físicas e introduziu a possibilidade de se deduzir do Imposto de Renda a contribuição paga à Previdência Social pelo empregador doméstico incidente sobre o valor da remuneração do empregado. O objetivo dessa lei é reduzir o elevado grau de informalidade vivenciado nesta ocupação.

Até o presente momento, não há nenhum trabalho procurando avaliar se a lei conseguiu efetivamente alcançar seu objetivo. Desse modo, o presente trabalho analisa o impacto dessa redução dos encargos trabalhistas sobre a formalização e o salário dos empregados domésticos. Para tanto, utilizou-se técnicas da literatura de avaliação de políticas. Mais especificamente, utilizou-se a técnica de *matching* com escore de propensão e o estimador de diferenças-em-diferenças para garantir que tanto características observáveis como não observáveis pudessem ser devidamente controladas a fim de se garantir uma inferência não enviesada acerca da existência (ou não) de um efeito da lei de 2006 sobre a informalidade do emprego doméstico.

O artigo está organizado em 4 seções além dessa introdução. A seção seguinte apresenta algumas considerações acerca do trabalho doméstico e da legislação correspondente a essa ocupação. Na seção 3 é apresentada a metodologia econométrica utilizada para avaliar empiricamente o efeito da legislação sobre a formalização e o salário das empregadas domésticas. Na seção seguinte são apresentados os resultados e, por fim, a seção 5 aborda as conclusões do trabalho.

### **2. Algumas considerações acerca do trabalho doméstico**

Desde o final dos anos 80 o mercado de trabalho brasileiro vem passando por várias transformações importantes. Dentre elas, destacam-se a maior importância do setor de serviços no total de empregos em detrimento ao setor industrial, a elevação da taxa de desemprego até meados de 2004 e o contínuo aumento da participação feminina no mercado de trabalho. (ARBACHE, 2001; DIEESE, 2006)

No que diz respeito à maior participação feminina, alguns estudos já vem discutindo suas causas. Por exemplo, Scorzafave e Menezes Filho (2001) citam como determinantes as condições da própria mulher (idade e escolaridade) e fatores relacionados à situação da família da qual ela faz parte (número de adultos, renda dos outros membros do domicílio, número de filhos em idades diferentes e a posição da mulher na família). Já Bruschini e Lombardi (1988) citam como principais determinantes para o caso brasileiro o aumento na escolaridade e a redução na taxa de fecundidade.

Entretanto, mesmo com o crescimento da entrada da mulher no mercado de trabalho, o emprego doméstico continua a ser uma ocupação preponderante entre as mulheres. Em 2005, existiam 6,6 milhões de empregados domésticos, ou seja, 7,6% do total de pessoas ocupadas. Destas, 93% (6,2 milhões) eram do sexo feminino, o que equivalia a 17% das mulheres ocupadas no mercado de trabalho, segundo os dados da PNAD/IBGE (2005).

Entende-se por empregado doméstico aquele que presta serviços de natureza contínua e de finalidade não lucrativa à pessoa ou à família no âmbito residencial destas<sup>1</sup>. O trabalho doméstico é uma atividade econômica tradicionalmente feminina, provavelmente por motivos culturais, dado que os afazeres domésticos são tidos na sociedade brasileira como de responsabilidade da mulher, independente de sua posição social.

Segundo Melo (2000), desde a década de 90 as diversas tarefas do serviço doméstico se concentraram numa única pessoa. Dessa forma, o empregado doméstico passou a executar todas as tarefas de uma residência, como, por exemplo, cozinhar, lavar, passar e fazer faxina, atividades que anteriormente eram exercidas por trabalhadores específicos e hoje, na grande maioria das vezes, são realizadas por um único trabalhador. Esse fato pode ser explicado pela entrada da mulher no mercado de trabalho, que gerou a necessidade de um trabalhador que a substituísse e, assim, que concentrasse as várias funções que ela exercia como dona de casa.

De acordo com esse mesmo estudo, mais de 80% dos trabalhadores domésticos trabalham em apenas um domicílio e as patroas estão inseridas no mercado de trabalho. O perfil mais comum dessa ocupação é mulher adulta, jovem, casada e com baixa escolaridade<sup>2</sup>, porém a idade média e os anos de escolaridade desses trabalhadores aumentaram durante a década de 90, evidenciando assim uma queda no trabalho infanto-juvenil na ocupação.

Segundo o DIEESE (2006), os empregados domésticos são constituídos em sua maioria por mensalistas com carteira de trabalho assinada. Esses trabalhadores são os que se encontram em melhor situação quando comparados aos outros trabalhadores domésticos. Isso se deve, principalmente, ao pagamento efetivo da contribuição à previdência social por parte do empregador, permitindo ao trabalhador ter acesso ao sistema de proteção social, como, por exemplo, licença maternidade remunerada de 120 dias e aposentadoria.

Andrade (2004) diz que, segundo dados dos anos 90, foi possível verificar que o emprego doméstico deixou de ser visto como uma porta de entrada para o mercado de trabalho para mulheres de baixa escolaridade, migrantes do processo de urbanização ou como um trabalho de transição para trabalhos de maior prestígio e rendimentos na esfera produtiva. Dessa forma, essa ocupação deixou de ser caracterizada como uma ocupação de transição e passou a ser caracterizada como uma ocupação permanente com número de postos de trabalho crescente.

O emprego doméstico recebe uma remuneração muito abaixo da remuneração média da economia (R\$270,00 e R\$710,00, respectivamente). No entanto, a referência do salário do trabalhador doméstico tende a ser o salário mínimo. Com os aumentos sucessivos do salário mínimo nos anos 90, verificou-se um ligeiro crescimento da renda real média dos trabalhadores domésticos (MELO, 2000). Além dessa diferença de salários, a taxa de formalização dos trabalhadores também é muito abaixo do restante dos ocupados (25% e 55%, respectivamente) (PNAD/IBGE, 2005).

A baixa remuneração e formalização podem ser explicadas pelo fato de essa atividade ser desenvolvida no âmbito dos domicílios. Com isso, a relação patrão-empregado é interpessoal e familiar, enfraquecendo vínculos profissionais. Além disso, trata-se de uma ocupação com baixa sindicalização e que tem acesso limitado aos direitos trabalhistas, mesmo tendo carteira de trabalho assinada. (DIEESE, 2006).

O trabalho doméstico dispõe de uma legislação específica e só passou a ser regulamentado em 11 de dezembro de 1972 pela Lei nº 5.859, na qual foram estabelecidos alguns direitos a esses trabalhadores, como salário mínimo fixado em lei, férias de 20 dias úteis a cada doze meses de trabalhos prestados, aposentadoria e acesso aos serviços do INSS.

---

<sup>1</sup> Definição segundo a Lei n. 5.859 de 1972, que regulamenta a profissão.

<sup>2</sup> Escolaridade inferior ao ensino fundamental completo.

Na Constituição de 1988 lhes foram estendidos outros direitos, como o Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) e o seguro desemprego. Porém, tais direitos passaram a ser opcionais para os empregados domésticos.

Em 19 de julho de 2006 foi editada a Lei nº 11.324 alterando a legislação do Imposto de Renda das Pessoas Físicas e introduzindo a possibilidade de deduzir, do Imposto de Renda devido, a contribuição paga à Previdência Social pelo empregador doméstico incidente sobre o valor da remuneração do empregado. Essa dedução é limitada a apenas um empregado doméstico por declaração, ao valor recolhido no ano-calendário a que se referir a declaração e a dedução do Imposto de Renda não pode exceder o valor da contribuição patronal calculada sobre um salário mínimo mensal, sobre o décimo terceiro salário e sobre a remuneração adicional de férias, referidos também a um salário mínimo. Essa lei tem como objetivo aumentar o número de registros em carteira dos empregados domésticos, reduzindo os custos previdenciários incidentes para o empregador doméstico.

Além disso, a partir dessa lei as férias passaram a ser de 30 dias corridos, em vez de vinte dias úteis e prevê estabilidade no emprego até o quinto mês após o parto. No entanto, os trabalhadores ainda não fazem jus a muitos direitos como PIS, adicional por hora extra, adicional noturno, salário-família, benefício por acidente de trabalho e jornada de trabalho, devendo esses ser acertados entre as partes na contratação.

### 3 Metodologia e Dados

#### 3.1 Procedimento metodológico

A análise do efeito da redução dos encargos trabalhistas sobre a formalização e o salário dos empregados domésticos será feita por meio do estimador de diferenças-em-diferenças. Para utilizar esse estimador, a amostra será dividida em dois grupos: aqueles afetados pela nova legislação (grupo de tratamento) e aqueles não afetados (grupo de controle).

Segundo Dehejia e Wahba (1998), e utilizando sua nomenclatura, vai-se denotar  $i$  como sendo indivíduo. Com isso,  $Y_{it}$  será o valor da variável de interesse quando o indivíduo  $i$  for submetido ao tratamento e  $Y_{i0}$  a mesma variável quando o indivíduo  $i$  for controle. Dessa forma, se ambos  $Y_{i0}$  e  $Y_{it}$  forem observáveis, então o efeito do tratamento sobre o indivíduo  $i$  será,  $\tau_i = Y_{it} - Y_{i0}$ .

Portanto, se fosse possível ter as duas variáveis ao mesmo tempo,  $E(Y_{it}|T=1)$  (valor esperado para os indivíduos do grupo de tratamento, caso tivessem sido tratados) e  $E(Y_{i0}|T=1)$  (valor esperado para os indivíduos do grupo de controle, caso tivessem sido tratados) o interesse estaria voltado para saber o efeito médio do tratamento sobre o tratado (*average treatment effect on treated* – ATT), ou seja, dado que o indivíduo foi tratado, o efeito médio do tratamento esperado sobre este indivíduo será a diferença entre  $Y_{it}$  e  $Y_{i0}$ , como segue em (1):

$$\begin{aligned}\tau_{|T=1} &= E(\tau_i|T_i=1) \\ &= E(Y_{it}|T=1) - E(Y_{i0}|T=1) \\ &= E(Y_{it}-Y_{i0}|T_i=1)\end{aligned}\tag{1}$$

em que  $T_i=1$  é o  $i$ -ésimo indivíduo tratado.

No entanto, como só é possível observar os indivíduos em uma das duas situações, tratamento ou controle, o que se busca é a construção de um contrafactual, ou seja, uma situação em que seria possível saber o que aconteceria com um indivíduo do grupo de tratamento caso ele não tivesse recebido tratamento. Então, deve-se estimar:

$$\tau^e = E(Y_{i1}|T=1) - E(Y_{i0}|T=0) \quad (2)$$

Porém, com a estimação do ATT por meio de (2), surge outro problema, a obtenção de um estimador viesado de  $\tau$ . Isso acontece, pois indivíduos tratados e controle diferem em suas características observáveis e não observáveis. Com isso, se for utilizado  $E(Y_{i0}|T=0)$  no lugar de  $E(Y_{i0}|T=1)$  não se poderá assumir que o estimador será não viesado, dado que  $E(Y_{i0}|T=0)$  e  $E(Y_{i0}|T=1)$  não são iguais.

Dessa forma, para prevenir esse problema de viés, deve-se tornar os resultados independentes do tratamento, ou seja, o fato de um indivíduo receber tratamento deve ser independente do resultado que ele obterá em qualquer situação:

$$\begin{aligned} & Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i \\ (Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i) & \Rightarrow E(Y_{i1} | T_i = 1) = E(Y_{i0} | T_i = 0) = E(Y_i | T_i = 0) \end{aligned} \quad (3)$$

em que  $Y_i = T_i Y_{i1} + (1 - T_i) Y_{i0}$  (valor observado de salário e formalização) e  $\perp$  denota independência.

Portanto, dada a independência condicional sobre  $T_i$ , os grupos de tratamento e controle não serão sistematicamente diferentes um do outro e com isso, a atribuição de tratamento se tornará aleatória.

Contudo, se for considerado o vetor de características observáveis e de acordo com a hipótese de identificação, o processo de seleção ocorrerá segundo características observáveis, ou seja, indivíduos com características idênticas terão a mesma probabilidade de pertencerem ao grupo de tratamento ou controle. Dado isso, ter-se-á:

$$\begin{aligned} & Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | X_i \\ (Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | X_i) & \Rightarrow (Y_{i1} | X_i, T_i = 1) = (Y_{i0} | X_i, T_i = 0) = (Y_i | X_i) \end{aligned} \quad (4)$$

em que  $X$  representará o vetor de características observáveis.

Isto significa que os resultados se tornarão independentes do tratamento, dadas as características observáveis (considerando que todas as variáveis que influenciam o tratamento e seu resultado, serão observadas). Essa hipótese é conhecida como Hipótese da Independência Condicional, *Conditional Independence Assumption* (CIA). Com isso, pode-se reescrever (1):

$$\begin{aligned} \tau|_{T=1} &= E(Y_{i1}|T=1) - E(Y_{i0}|T=1) \\ &= E_X[\{E(Y_{i1}|X_i, T_i=1) - E(Y_{i0}|X_i, T_i=1)\} | T_i=1] \\ &= E_X[\{E(Y_{i1}|X_i, T_i=1) - E(Y_{i0}|X_i, T_i=0)\} | T_i=1] \\ &= E_X[\tau|_{T=1, X} | T_i=1] \end{aligned} \quad (5)$$

portanto, condicional sobre as covariáveis observáveis, se poderá considerar o tratamento como sendo aleatório.

Dessa forma, sob a hipótese de independência condicional,  $\tau|_{T=1, X}$  poderá ser estimado e, com isso, será possível comparar dois indivíduos que tenham as mesmas características observáveis, tendo um recebido tratamento e o outro não, como se fosse um experimento aleatório.

Portanto, para estimar a equação acima, será utilizado o *matching* ou pareamento, método muito utilizado na literatura de avaliação de políticas. Por meio desse método será obtido um grupo de comparação ideal, constituído por indivíduos que não participaram do tratamento e, assim, será possível identificar o que teria acontecido com os indivíduos tratados caso não tivessem recebido tratamento.

Esse método de pareamento consiste em selecionar algumas características dos indivíduos tratados e procurar indivíduos no grupo de controle que apresentem essas mesmas características. Portanto, para se obter uma estimativa não viesada do tratamento, será preciso identificar um grupo de controle que seja o mais parecido possível com o grupo de tratamento em termos de características observadas.

Para se utilizar *matching* sobre o vetor de covariadas  $X$  na equação (4), deve-se estratificar os dados em blocos, cada um definido por um particular valor de  $X$  e dentro de cada bloco deve conter um montante de características condicionais sobre  $X$ .

No entanto, segundo Resende (2006), o grande problema desse método é a multidimensionalidade, ou seja, quanto maior o número de características observáveis  $X$  utilizadas no pareamento, menos provável se torna encontrar um indivíduo no grupo de controle que apresente essas mesmas características. Por exemplo, se existirem  $n$  características observáveis, o número de possíveis valores para o vetor  $X$  será  $2^n$ .

Para resolver esse problema Rosenbaum e Rubin (1983), sugerem o uso do *Propensity Score* (escore de propensão ou probabilidade condicional de receber tratamento dado um grupo de covariadas). Seu objetivo é encontrar um grupo de comparação, constituído por indivíduos não afetados pela lei e que apresentem características observáveis “muito parecidas” às dos indivíduos do grupo de tratamento.

O *Propensity Score* permite assegurar que, para cada indivíduo tratado, exista um não tratado, com valores similares de  $X$ . Com isso, os indivíduos devem ter uma probabilidade entre zero e um de ser tratado ou não tratado. Seja  $p(X)$  a probabilidade de um indivíduo  $i$  receber tratamento definida como:

$$p(X) \equiv \Pr(T_i = 1 | X_i) = E(T_i | X_i), \quad (6)$$

pois

$$\begin{aligned} & E(T_i | Y_1, Y_0, p(X)) \\ &= E_X \{E(T_i | Y_1, Y_0, X) | Y_1, Y_0, p(X)\} \\ &= E_X \{E(T_i | X) | Y_1, Y_0, p(X)\} \\ &= E_X \{E(p(X) | Y_1, Y_0, p(X))\} \\ &= p(X) \end{aligned} \quad (7)$$

então:

$$\begin{aligned} (Y_{i1}, Y_{i0}) &\perp T_i | X_i \\ (Y_{i1}, Y_{i0}) &\perp T_i | p(X_i) \end{aligned} \quad (8)$$

Dessa forma, obtém-se:

$$\tau_{|T=1} = E_{p(X)}[(\tau_{|T=1, p(X)}) | T_i = 1] \quad (9)$$

Portanto, o resultado da independência condicional permitirá a utilização imediata do *propensity score* e, com isso, se elimina problema da multidimensionalidade do pareamento, pois o mesmo poderá ser feito com base apenas em um escalar.

Como dito anteriormente, para analisar o impacto da mudança na legislação será utilizado o estimador de diferenças-em-diferenças. Além disso, o uso desse estimador permitirá eliminar o efeito de características individuais fixas não observadas dos indivíduos do processo de estimação. Para isso, será preciso estimar  $\tau_{|T=1}$  antes e depois da mudança na legislação.

Dado que  $\tau_{|T=1}$  será estimado por (9), então, a única diferença entre os grupos de tratamento e controle será o impacto da lei, então pode-se definir o estimador de diferenças-em-diferenças como:

$$\hat{\beta}_1 = \tau_{|T=1}^d - \tau_{|T=1}^a \quad (10)$$

em que  $\tau_{|T=1}^d$  será o efeito médio do tratamento depois da mudança e  $\tau_{|T=1}^a$  será o efeito médio do tratamento antes da mudança.

Como se está considerando o tratamento como sendo atribuído aleatoriamente, então  $\hat{\beta}_1$  será um estimador não viesado e consistirá no efeito causal, ou seja, a diferença na taxa de formalização (ou no salário) causada pela mudança na legislação.

No entanto, para que se possa realizar o procedimento de inferência que permitam avaliar a significância estatística de  $\hat{\beta}_1$ , deve ser estimado o seguinte modelo de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários com dados dos períodos “antes” e “depois” da entrada em vigor da lei.

$$Y_{it} = \beta_0 + \delta_0 lei_{it} + \delta_1 empdom_{it} + \beta_1 lei_{it} * empdom_{it} + u_{it} \quad (11)$$

em que o intercepto,  $\beta_0$ , é a formalização (salário) média (o) dos indivíduos não afetados pela lei antes dela entrar em vigor. O parâmetro  $\delta_0$  captura as alterações na formalização (salário) de todos os indivíduos afetados pela lei, antes e depois de sua entrada em vigor. O coeficiente de *empdom*,  $\delta_1$ , mede o efeito na formalização (salário) devido ao fato de uma pessoa ser empregado doméstico. O parâmetro de interesse está no termo de interação *lei\*empdom*, em que  $\beta_1$  medirá a variação na formalização (salário) devida à nova lei.

### 3.2 Dados e variáveis

Serão utilizados dados de painel, isto é, observações de vários indivíduos em dois momentos do tempo: antes e depois da lei que reduz os encargos sobre o empregador doméstico. As observações para os trabalhadores domésticos (grupo de tratamento) e para o grupo de controle serão extraídas da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) para os anos de 2005 e 2006 nas regiões metropolitanas nas quais a PME coleta seus dados (São Paulo, Rio de Janeiro, Salvador, Recife, Porto Alegre e Belo Horizonte).

A PME é uma pesquisa que segue uma estrutura de painel rotativo na qual cada domicílio é entrevistado por quatro meses consecutivos e então é retirado da amostra por oito meses. Depois desse período, ele retorna para a amostra durante mais quatro meses. Dessa forma é possível obter oito observações do mesmo domicílio ao longo de dezesseis meses.

Para que fosse possível efetuar a análise de interesse com os dados contidos na PME e aproveitar a estrutura de dados em painel da mesma, algumas observações do banco tiveram que ser excluídas. Assim, permaneceram na amostra somente indivíduos que responderam a pesquisa pela 1º, 2º, 3º ou 4º vez no mês de dezembro de 2005 e pela 5º, 6º, 7º ou 8º vez em dezembro de 2006, ou seja, o indivíduo que respondeu a pesquisa pela 1º vez em dezembro de 2005 e pela 5º vez em dezembro de 2006 permaneceu no banco, assim como o indivíduo que respondeu pela 2º vez em dezembro de 2005 e pela 6º vez em dezembro de 2006 e assim, sucessivamente. Dessa forma, foi possível obter informações do mesmo indivíduo antes e depois da lei entrar em vigor (no dia 16 de julho de 2006). A utilização do mesmo mês (dezembro) em 2005 e 2006 se deve a tentativa de evitar o efeito de sazonalidades no mercado de trabalho.

As variáveis contidas na PME e utilizadas neste trabalho foram: ocupação doméstica, renda do trabalho e horas semanalmente trabalhadas (usadas para o cálculo do salário por hora); posse de registro em carteira, sexo, posição que ocupa na família (chefe, cônjuge ou outra), número de moradores do domicílio, região metropolitana, idade, escolaridade e raça.

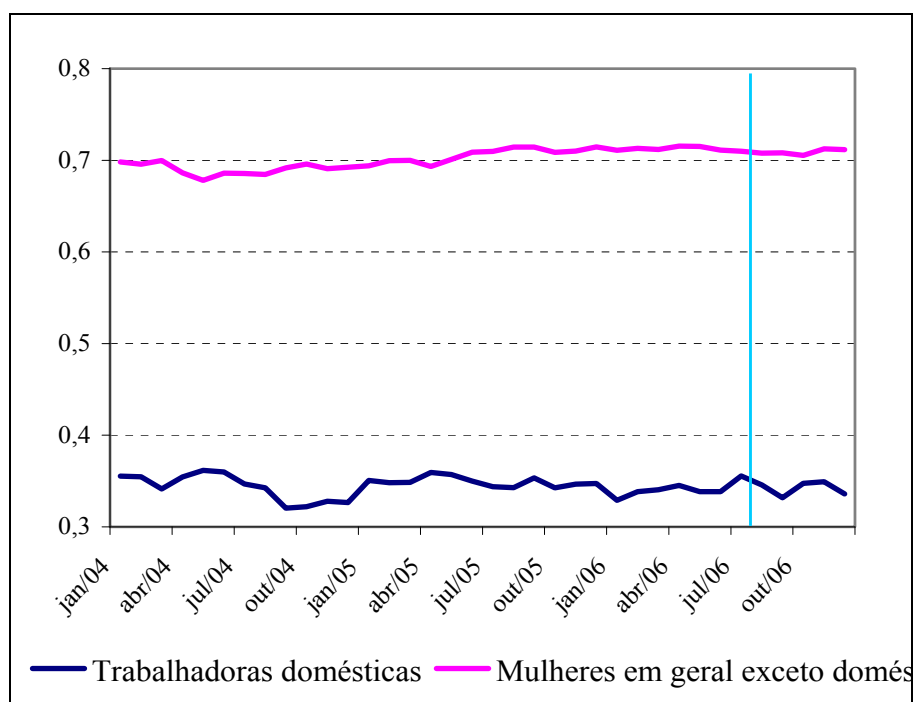
Por fim, optou-se por trabalhar apenas com as mulheres empregadas domésticas, que perfazem mais de 90% do total de empregados domésticos.

## 4 Resultados

### 4.1 Análise Descritiva dos Dados

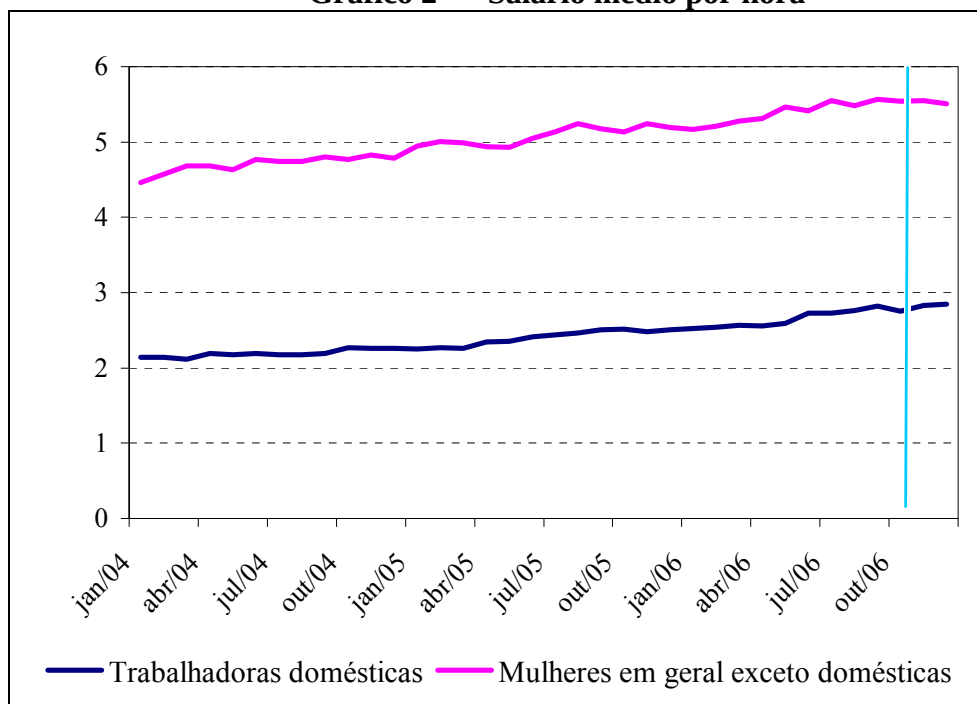
O Gráfico 1 apresenta as taxas de formalização das empregadas domésticas e das demais trabalhadoras no período entre janeiro de 2004 e dezembro de 2006. A taxa média de formalização das trabalhadoras domésticas foi de 34,5%, um valor muito abaixo da taxa média do grupo das demais trabalhadoras (70,2%), corroborando os resultados já encontrados na literatura. Além disso, a formalização das trabalhadoras domésticas oscila muito mais do que a das demais trabalhadoras. A linha vertical nesse gráfico representa o mês de julho de 2006, mês em que a lei entrou em vigor. Assim, a inspeção visual desse gráfico no período anterior e posterior à lei, não parece demonstra grandes alterações no padrão de formalização do emprego doméstico. Entretanto, é necessária a aplicação dos métodos apresentados na seção anterior para que se possa ter uma avaliação metodologicamente correta do efeito da lei sobre a formalização.

**Gráfico 1 - Taxa de formalização**



Fonte: PME 2004, 2005 e 2006

O gráfico 2 apresenta a evolução do salário horário para as trabalhadoras domésticas e para as demais trabalhadoras no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2006. O salário horário médio no período das trabalhadoras domésticas foi de R\$ 2,43, menos da metade do salário das demais trabalhadoras (R\$ 5,07). Por outro lado, as domésticas apresentaram maior taxa de crescimento do salário no período. Um fator que poderia explicar essa evolução seria o maior atrelamento do salário das empregas domésticas ao salário mínimo, que sofreu aumento real no período em questão. No caso dos salários, a mera inspeção gráfica não permite identificar se após julho de 2006, há uma mudança de padrão na evolução dos salários dos dois tipos de mulheres.

**Gráfico 2 - Salário médio por hora**

Fonte: PME 2004, 2005 e 2006

Para a implementação do estimador de diferenças-em-diferenças, optou-se por estabelecer o mês de dezembro de 2005 como período “antes” da lei e dezembro de 2006 como período “depois” da lei. Assim, é interessante comparar os valores de salário e formalização para os dois grupos de mulheres nesses períodos.

**Tabela 1 - Taxa de formalização e salário por hora**

|                                  | Trabalhadoras em geral exceto domésticas |        |              | Trabalhadoras domésticas |        |              |
|----------------------------------|------------------------------------------|--------|--------------|--------------------------|--------|--------------|
|                                  | dez-05                                   | dez-06 | Variação (%) | dez-05                   | dez-06 | Variação (%) |
| Taxa de formalização (%)         | 72,14                                    | 73,48  | 1,87         | 34,05                    | 32,22  | -5,37        |
| Salário por hora                 | 5,85                                     | 6,35   | 8,51         | 2,59                     | 2,90   | 11,82        |
| Número de moradores no domicílio | 3,72                                     | 3,71   | -0,23        | 3,83                     | 3,74   | -2,40        |
| Idade                            | 34,89                                    | 34,86  | -0,08        | 40,80                    | 41,69  | 2,18         |

Fonte: PME dezembro de 2005 e dezembro de 2006

**BEL, DEIXAR NESTA TABELA APENAS FORMALIZAÇÃO E SALÁRIO, TIRAR AS 2  
ULTIMAS LINHAS.**

Por meio da tabela 1, é possível verificar que a variação da taxa de formalização das trabalhadoras em geral exceto domésticas entre dezembro de 2005 e dezembro de 2006 foi de 1,87%, enquanto para as trabalhadoras domésticas foi de -5,37%. Esse resultado é o oposto do esperado, dado que a lei entrou em vigor em julho de 2006. Entretanto, vale ressaltar que esse resultado não possui nenhum controle, sendo apenas uma medida descritiva. Já no caso dos salários, no mesmo período de análise, a taxa de variação foi maior para o grupo das domésticas, 11,82% enquanto para as demais trabalhadoras foi de 8,51%.

Além da análise das variáveis taxa de formalização e salário horário, apresenta-se na tabela 4 estatísticas descritivas das variáveis a serem utilizadas como regressores no modelo probit que servirá de base para o cálculo dos escores de propensão.

#### COLOCAR NUMERO DE MORADORES E IDADE NA TABELA 4

Verifica-se que o grupo das demais trabalhadoras é constituído em sua maioria por brancas (58%), e mostra predomínio das chefes de família (47%). Diferentemente, o grupo das trabalhadoras domésticas é formado em sua maioria por não brancas (60% a 65%) com divisão mais parecida entre cônjuges (46%) e chefes (40%).

**Tabela 2 - Variáveis do probit para trabalhadoras domésticas e demais trabalhadoras**

|                                          | Trabalhadoras em geral exceto domésticas (%) |        |              | Trabalhadoras domésticas (%) |        |              |
|------------------------------------------|----------------------------------------------|--------|--------------|------------------------------|--------|--------------|
|                                          | dez-05                                       | dez-06 | Variação (%) | dez-05                       | dez-06 | Variação (%) |
| Branco                                   | 58,52                                        | 58,09  | -0,73        | 39,08                        | 34,70  | -11,21       |
| Cônjuge                                  | 18,39                                        | 18,31  | -0,44        | 46,07                        | 46,72  | 1,41         |
| Chefe                                    | 47,72                                        | 45,78  | -4,07        | 39,13                        | 40,52  | 3,55         |
| Sem instrução e menos de 1 ano de estudo | 1,76                                         | 1,4    | -20,45       | 7,75                         | 8,05   | 3,87         |
| De 1 a 3 anos de estudo                  | 3,98                                         | 3,81   | -4,27        | 13,47                        | 13,08  | -2,90        |
| De 4 a 7 anos de estudo                  | 19,54                                        | 18,41  | -5,78        | 45,88                        | 44,96  | -2,01        |
| De 8 a 10 anos de estudo                 | 19,44                                        | 18,05  | -7,15        | 20,82                        | 21,36  | 2,59         |
| 11 ou mais anos de estudo                | 55,09                                        | 58,23  | 5,70         | 11,55                        | 12,16  | 5,28         |
| Anos de estudo não determinados          | 0,19                                         | 0,11   | -42,11       | 0,53                         | 0,39   | -26,42       |
| Recife                                   | 4,82                                         | 5,01   | 3,94         | 3,93                         | 4,27   | 8,65         |
| Salvador                                 | 5,61                                         | 5,72   | 1,96         | 7,54                         | 8,75   | 16,05        |
| Belo Horizonte                           | 10,57                                        | 10,77  | 1,89         | 12,71                        | 12,08  | -4,96        |
| Rio de Janeiro                           | 25,58                                        | 24,16  | -5,55        | 30,12                        | 27,12  | -9,96        |
| São Paulo                                | 44,9                                         | 46,21  | 2,92         | 37,61                        | 40,13  | 6,70         |
| Porto Alegre                             | 8,52                                         | 8,14   | -4,46        | 8,09                         | 7,64   | -5,56        |

Fonte: PME dezembro de 2005 e dezembro de 2006

Além disso, as domésticas apresentam menor escolaridade que as demais trabalhadoras. Destaca-se nesse quesito a maior proporção de analfabetas entre as domésticas. Além disso, as domésticas são, em média, mais velhas que as demais trabalhadoras. No que diz respeito à distribuição dos dois grupos entre as seis regiões metropolitanas, observa-se que é homogênea e nenhuma variação no período chama a atenção.

#### 4.2 Análise dos resultados: matching e diferenças-em-diferenças

Inicialmente estimou-se o modelo Probit para que fosse encontrada a probabilidade de uma mulher ser trabalhadora doméstica com dados anteriores à lei, isto é, de dezembro de 2005. Na tabela 3 observam-se os resultados obtidos por meio desse modelo.

De acordo com o modelo estimado, observa-se que as variáveis explicativas apresentaram os sinais esperados. Dessa forma, pode-se concluir que ser branco e ter mais anos de diminuem a probabilidade de uma pessoa ser uma trabalhadora doméstica; ter idade mais avançada, morar na região metropolitana do Rio de Janeiro (quando comparada à São Paulo) e ser chefe de família, aumentam a probabilidade da mulher ser uma trabalhadora doméstica.

**Tabela 3 - Resultados do modelo Probit**

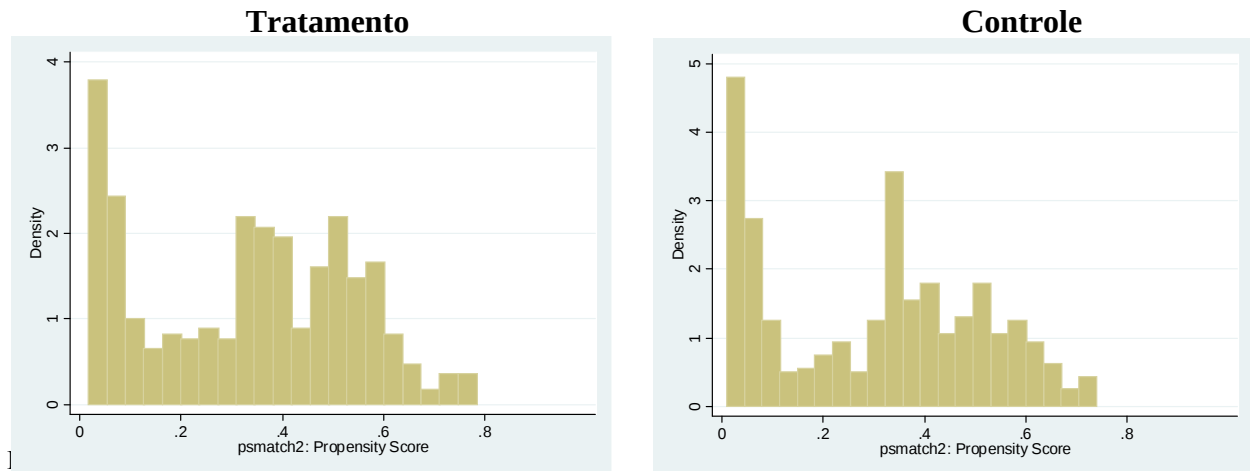
| <b>Regressores</b>                              | <b>Coefficientes</b> |
|-------------------------------------------------|----------------------|
| <b>Idade</b>                                    | 0,008*<br>(0,003)    |
| <b>Branco</b>                                   | -0,342**<br>(0,080)  |
| <b>Total de moradores no domicílio</b>          | -0,010<br>(0,024)    |
| <b>Sem instrução e menos de 1 ano de estudo</b> | 1,985**<br>(0,188)   |
| <b>De 1 a 3 anos de estudo</b>                  | 1,875**<br>(0,146)   |
| <b>De 4 a 7 anos de estudo</b>                  | 1,553**<br>(0,091)   |
| <b>De 8 a 10 anos de estudo</b>                 | 1,035**<br>(0,096)   |
| <b>Recife</b>                                   | -0,107<br>(0,141)    |
| <b>Salvador</b>                                 | 0,160<br>(0,125)     |
| <b>Belo Horizonte</b>                           | 0,138<br>(0,101)     |
| <b>Rio de Janeiro</b>                           | 0,228*<br>(0,099)    |
| <b>Porto Alegre</b>                             | 0,004<br>(0,108)     |
| <b>Chefe</b>                                    | 0,286*<br>(0,112)    |
| <b>Cônjuge</b>                                  | 0,161<br>(0,103)     |
| <b>Constante</b>                                | -2,090**<br>(0,174)  |
| <b>Número de observações</b>                    | 3.108                |
| *significante a 5%    ** significante a 1%      |                      |
| Fonte: PME 2005 e 2006                          |                      |

Para que a análise do efeito da redução dos encargos trabalhistas sobre a taxa de formalização e o salário médio por hora dos empregados domésticos fosse feita, realizou-se um *matching* ou pareamento a fim de se obter um grupo de comparação o mais parecido possível ao grupo de tratamento (domésticas). Para tanto, calculou-se o escore de propensão  $p(X)$ , que consiste na probabilidade condicional de um indivíduo receber o tratamento dado seu vetor de características observáveis  $X$ . Com os resultados do escore de propensão, foi realizado pareamento buscando-se o vizinho mais próximo (*nearest neighbor matching*), ou seja, se casou cada empregada doméstica com apenas uma “não-doméstica” que tinha escore de propensão mais próximo. Além disso, o *matching* foi realizado sem reposição (*noreplacement*), portanto cada “não-doméstica” só pode ser utilizada uma vez como par de uma doméstica. O *matching* foi calibrado à 0,0002 (*caliper matching*), sendo esta a maior distância permitida entre os escores de propensão de duas mulheres “casadas” pelo *matching*.

Observando o gráfico 3, da distribuição de probabilidade do escore de propensão dos grupos de tratamento e controle, é possível avaliar a qualidade do pareamento. Ou seja, comparar a distribuição dos indivíduos dentro de ambos os grupos, sendo que quanto mais parecidas forem as

distribuições, melhor é o *matching*. Dessa forma, observando os dois gráficos, verifica-se semelhança entre eles, evidenciando a boa qualidade do *matching* realizado.

**Gráfico 3 – Distribuição de Probabilidades do Escore de Propensão**



Fonte: Elaboração própria.

Como dito anteriormente, a análise do efeito da redução dos encargos trabalhistas sobre a formalização e o salário dos empregados domésticos foi feita por meio do estimador de diferenças-em-diferenças, através da estimação da equação (11) com informações das mulheres dos grupos de tratamento e controle em dezembro de 2005 e dezembro de 2006. Os resultados que podem ser observados na tabela 6, que traz na primeira coluna os resultados para a regressão de salários e na segunda, os para formalização. Em ambos os casos, o parâmetro de interesse (*emprdom\*lei*) é não significativo, o que significa que a mudança na legislação não surtiu nenhum efeito sobre a taxa de formalização e o salário por hora das trabalhadoras domésticas no período analisado.

**Tabela 4 – Resultados da Diferenças em Diferenças**

|                      | <b>Formalização</b> | <b>Salário por hora</b> |
|----------------------|---------------------|-------------------------|
| <b>emprdom*lei</b>   | 0,062<br>(0,063)    | -0,039<br>(0,392)       |
| <b>emprdom</b>       | -0,333**<br>(0,044) | -1,317**<br>(0,277)     |
| <b>lei</b>           | -0,027<br>(0,045)   | 0,342<br>(0,279)        |
| <b>constante</b>     | 0,696**<br>(0,032)  | 3,991**<br>(0,197)      |
| <b>R<sup>2</sup></b> | 0,090               | 0,048                   |
| <b>Observações</b>   | 924                 | 918                     |

\*\* significativa a 5%

Fonte: PME dezembro de 2005 e dezembro de 2006

Além disso, como pode ser visto na tabela 5, foi estimada a mesma regressão para um período anterior à alteração da legislação (para janeiro de 2005 e janeiro de 2006) com o objetivo de medir o chamado efeito placebo, isto é, tentar captar o efeito de algum fator que eventualmente ocorresse em todos os anos e que estivesse sendo responsável por um eventual resultado que poderia ser atribuído à lei de julho de 2006. Assim, apresenta-se os resultados da variável de interesse em que julho2005 substitui a variável “lei” do modelo anterior. Cabe ressaltar que, em

nosso caso, esse exercício de robustez não seria tão necessário, dado que não encontramos efeito da lei sobre as variáveis de interesse. Normalmente, o efeito placebo é estimado quando o tratamento possui efeito sobre a variável de interesse.

**Tabela 5 – Efeito Placebo**

|                         | <b>Formalização</b> | <b>Salário por hora</b> |
|-------------------------|---------------------|-------------------------|
| <b>empdom*julho2005</b> | 0,043<br>(0,062)    | -0,016<br>(0,399)       |

Fonte: PME dezembro de 2005 e dezembro de 2006

No entanto, como se pode verificar, o parâmetro de interesse permaneceu positivo quanto à formalização e negativo quanto ao salário, porém, assim como antes, não significativo em ambos os casos. Com isso, pode-se concluir que a lei não causou nenhuma alteração na formalização e no salário por hora das trabalhadoras domésticas.

Um outro exercício de robustez foi realizado. A mesma análise foi repetida para a amostra que incluía todos os empregados domésticos, inclusive homens, e, de forma geral, os resultados não se alteraram e estão disponíveis no apêndice.

## 5. Conclusão

A ocupação doméstica até hoje é uma das mais importantes ocupações femininas, possuindo o maior número de postos trabalho entre as mulheres. Além disso, possuem taxa de formalização e salário horário muito menor do que o restante das ocupações.

Dado esse quadro, o presente trabalho se propôs a analisar o impacto da legislação referente à redução dos encargos trabalhistas sobre a taxa de formalização e o salário horário dos trabalhadores domésticos. Levando em consideração as evidências aqui mostradas, pode-se concluir que o esforço do governo em reduzir os encargos trabalhistas incidentes sobre esta ocupação se mostrou ineficaz até o presente momento, não alterando nem a taxa de formalização, nem o salário desta categoria profissional.

Um dos fatores que pode explicar essa ineficácia seria um possível efeito retardado da política no tempo: pode ser que os empregadores domésticos não estejam informados a respeito desse benefício fiscal, talvez só tomando conhecimento desse benefício no momento da declaração do imposto de renda. Se for este o caso, deve-se esperar uma elevação nas taxas de formalização das empregadas domésticas a partir de 2007.

## Bibliografia

ANDRADE, A.S.C. *Trabalho Feminino e desvantagem social: diferenciais de raça e cor no emprego doméstico*. XIV Encontro Nacional de Estudos Populacional, ABEP, Caxambú/MG, 2004.

ARBACHE, J.S. *Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil*. In: Lisboa, M. B.; Menezes-Filho, N.A. (org). *Microeconomia e sociedade no Brasil*, Rio de Janeiro, Contra Capa Livraria, 2001, p. 251-284.

BRUSCHINI, C. *Gênero e trabalho no Brasil: novas conquistas ou persistência da discriminação?* (Brasil, 1985/95). In: ROCHA, M. I. B. (Org.). *Trabalho e gênero – mudanças, permanências e desafios*. Campinas, ABEP, NEPO/UNICAMP e CEDEPLAR/UFMG, São Paulo, Editora 34, 2000, p. 13-58.

DEHEJIA, R.; WABBA, S. *Propensity score matching methods for non-experimental causal studies*, NBER working paper, 6829, Cambridge, 1998.

DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. *Incentivo à formalização do emprego doméstico*. Nota Técnica, n.25, junho 2006.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalhos e Rendimentos, Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), Indicadores, 2005.

MELO, H. P. *Trabalhadoras domésticas: o eterno lugar feminino. Uma análise dos grupos ocupacionais*. OIT (Organização Internacional do Trabalho) e IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) – Estratégias para combater o trabalho infantil no serviço doméstico. s. ed. Rio de Janeiro, 2000.

RESENDE, A.C.C. *Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do bolsa-escola sobre os gastos das famílias brasileiras*. Dissertação de mestrado, CEDEPLAR, Belo Horizonte/MG, 2006.

ROSENBAUM, P.R., RUBIN, D.B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Great Britain, v.70, n.1, p.41-55, 1983.

SABÓIA, A.L. *As meninas empregadas domésticas: uma caracterização socioeconômica*. OIT (Organização Internacional do Trabalho) e IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) – Estratégias para combater o trabalho infantil no serviço doméstico.s. ed. Rio de Janeiro, 2000.

SCORZAFAVE, L.G.; MENEZES FILHO, N. *Participação feminina no mercado de trabalho: evolução e determinantes*. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.31, n.3, p. 441-478, 2001.

## Apêndice

**Tabela 6 - Resultados do modelo Probit (ambos os sexos)**

| <b>Regressores</b>                         | <b>Coefficientes</b> |
|--------------------------------------------|----------------------|
| <b>Mulher</b>                              | 2,086**<br>(0,113)   |
| <b>Idade</b>                               | 0,007*<br>(0,003)    |
| <b>Branco</b>                              | -0,311**<br>(0,076)  |
| <b>Total de moradores no domicílio</b>     | -0,032<br>(0,022)    |
| <b>Menos de 1 ano de estudo</b>            | 2,116**<br>(0,168)   |
| <b>De 1 a 3 anos de estudo</b>             | 1,841**<br>(0,128)   |
| <b>De 4 a 7 anos de estudo</b>             | 1,562**<br>(0,089)   |
| <b>De 8 a 10 anos de estudo</b>            | 1,098**<br>(0,094)   |
| <b>Recife</b>                              | -0,024<br>(0,135)    |
| <b>Salvador</b>                            | 0,175<br>(0,113)     |
| <b>Belo Horizonte</b>                      | 0,216*<br>(0,091)    |
| <b>Rio de Janeiro</b>                      | 0,238**<br>(0,090)   |
| <b>Porto Alegre</b>                        | 0,035<br>(0,100)     |
| <b>Chefe</b>                               | 0,125<br>(0,107)     |
| <b>Cônjuge</b>                             | 0,074<br>(0,099)     |
| <b>Constante</b>                           | -4,021**<br>(0,207)  |
| Número de observações                      | 7.523                |
| *significante a 5%    ** significante a 1% |                      |
| Fonte: PME 2005 e 2006                     |                      |

**Tabela 7 - Resultados da Diferenças em Diferenças (ambos os sexos)**

| <b>Trabalhadores domésticos</b> |                     |                         |
|---------------------------------|---------------------|-------------------------|
|                                 | <b>Formalização</b> | <b>Salário por hora</b> |
| <b>empdom*lei</b>               | 0,051<br>(0,057)    | 0,129<br>(0,399)        |
| <b>empdom</b>                   | -0,312**<br>(0,040) | -1,345**<br>(0,281)     |
| <b>lei</b>                      | -0,030<br>(0,040)   | 0,232<br>(0,279)        |
| <b>constante</b>                | 0,706**<br>(0,028)  | 4,015**<br>(0,197)      |
| <b>R<sup>2</sup></b>            | 0,081               | 0,035                   |
| <b>Número de observações</b>    | 1136                | 1129                    |
| ** significante a 5%            |                     |                         |

Fonte: PME dezembro de 2005 e dezembro de 2006

**Tabela 8 - Efeito Placebo ( ambos os sexos)**

|                         | <b>Formalização</b> | <b>Salário por hora</b> |
|-------------------------|---------------------|-------------------------|
| <b>empdom*julho2005</b> | 0,053<br>(0,062)    | 0,013<br>(0,670)        |

Fonte: PME dezembro de 2005 e dezembro de 2006