

Michelle Schuindt do Carmo

*Avaliação empírica da desoneração da folha
salarial*

São Paulo – SP

Janeiro / 2012

Copyright 2012 Michelle Schuindt do Carmo.

Este documento é distribuído nos termos da licença descrita no arquivo LICENCA que o acompanha.

Michelle Schuindt do Carmo

*Avaliação empírica da desoneração da folha
salarial*

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper), como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia e Microeconomia Aplicadas.

Orientador:

Prof. Dr. Naércio Aquino Menezes Filho

MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA

São Paulo – SP

Outubro / 2012

Dissertação de Mestrado sob o título “*Avaliação empírica da desoneração da folha salarial*”, defendida por Michelle Schuindt do Carmo e aprovada em 20 de dezembro de 2012, em São Paulo, São Paulo, pela banca examinadora constituída pelos doutores:

Prof. Dr. Naércio Aquino Menezes Filho
Departamento de Economia - Insper
Orientador

Prof. Dr. Rodrigo Menon Simões Moita
Departamento de Economia - Insper

Prof^a. Dra. Verônica Inês Fernandez Orellano
FGV - EESP

Agradecimentos

Dedico meus sinceros agradecimentos para:

– o professor doutor Naércio Aquino Menezes Filho, pela orientação, ideias e incentivo. Obrigada pela disponibilidade e atenção que sempre me concedeu.

– o meu amigo e companheiro Rodrigo Montoya, por seu amor, companheirismo e ideias. Sem seu apoio não seria possível. Obrigada por sempre acreditar em mim!

– os meus pais, Ila Schuindt e Elias Caetano do Carmo, por sua torcida e ensinamentos. Graças à educação que me proporcionaram, tanto moral quanto de instrução da forma usual, encontro respaldo para crescimento e aprendizagem contínua. Vocês me ensinaram a respeitar as pessoas e a valorizar o conhecimento.

– a minha irmã, Renata Schuindt do Carmo, por estar presente nesta fase e ajudar sem limites em tudo que está ao meu alcance. É uma batalhadora incansável!

– os meus outros irmãos, Elias Schuindt do Carmo, Fabiano Schuindt do Carmo e Sheila Schuindt do Carmo, que, mesmo não estando presentes, torcem pelo meu sucesso de forma pura e sincera.

– os meus primos-irmãos, Viviane Isidoro, Waldemir Isidoro e Vanessa Isidoro que torcem por mim, assim como torço por eles.

– os meus amigos, que sempre apoiam meus projetos, torcem por mim e compreendem que os momentos de maiores ausências são por uma causa maior.

A todos vocês e a todos aqueles que, direta ou indiretamente, contribuíram para este trabalho, meus mais profundos e sinceros agradecimentos.

Resumo

O objetivo deste trabalho é estimar o impacto da recente desoneração da folha salarial estipulada pelo governo sobre a formalização do mercado de trabalho, bem como sobre a nível de realocação entre setores de atividade econômica. A Lei 12.546/2011 substituiu a base de cálculo da contribuição patronal da folha de pagamento para o faturamento da empresa, aplicando-se apenas a quatro setores da economia. Tal evento introduziu um experimento natural que possibilitou a análise realizada neste trabalho. Aplicou-se a metodologia econométrica de diferença-em-diferenças (DD) nos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados apontam que o evento em questão não ocasionou impactos nas variáveis analisadas (grau de formalização do mercado de trabalho e realocação entre setores de atividade econômica).

Palavras-chave: desoneração da folha de pagamentos, mercado de trabalho, legislação trabalhista, experimento natural, PME, diferença-em-diferenças, regressão logística binomial.

Abstract

The goal of this study is to estimate the impact of the recent payroll tax relief stipulated by the government on the formalization of the labor market, as well as the turn over among sectors of economic activity. Law 12.546/2011 replaced the basis for calculating the employer contribution to the payroll company revenues, applying only four sectors of the economy. This event introduced a natural experiment that allowed the analysis performed in this work. We applied the methodology of econometric difference-in-differences (DD) on data from the Pesquisa Mensal de Emprego (PME) of the Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). The results indicate that the event in question is not causing impacts on variables (degree of formalization of the labor market and turn over among sectors of economic activity).

Keywords: relief from payroll, labor market, labor law, natural experiment, PME, difference-in-differences, binomial logistic regression.

Lista de Tabelas

1	Ilustração do procedimento DD	14
2	Estatísticas descritivas das variáveis de controle dos modelos	23
3	Modelos para probabilidade de manutenção no setor formal de trabalho . .	25
4	Modelos para probabilidade de manutenção no mesmo setor de atividade econômica	26
5	Probabilidades de manutenção no setor formal de trabalho e no mesmo setor de atividade econômica	27

Lista de Figuras

1	Painel rotativo da PME	19
2	Distribuição emprego formal/informal	20
3	Transições formal/informal entre os grupos	20
4	Transições entre setores de atividade econômica	21
5	Distribuição das categorias profissionais na amostra	22
6	Distribuição entre as regiões metropolitanas (RMs)	22
7	Distribuição da condição no domicílio	23
8	Distribuição do nível educacional	23
9	Teste de Normalidade - <i>Shapiro Wilk</i>	36
10	Teste de igualdade de variância para a variável indicadora de sexo	36
11	Teste de igualdade de média para a variável indicadora de sexo	36
12	Teste de igualdade de média para as demais variáveis - <i>Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney)</i>	37

Sumário

Lista de Tabelas	v
Lista de Figuras	vi
1 Introdução	1
2 Revisão da Literatura	3
3 Metodologia	10
3.1 Método de Diferença-em-diferenças (DD)	10
3.1.1 Premissas para um estimador não viesado	11
3.1.2 O estimador de Diferença-em-diferenças (DD)	12
3.2 Modelo de Regressão Logística Binomial	14
4 Dados	17
4.1 Fonte de Dados	17
4.2 Análise descritiva	19
5 Resultados	24
6 Conclusão	28
7 Referências Bibliográficas	30
Anexo A – Testes estatísticos	36

1 *Introdução*

O mercado de trabalho brasileiro passou por uma forte transformação nos últimos dez anos. Houve um aumento da formalização das relações trabalhistas, bem como uma queda na taxa de desemprego. Segundo Cunha e Silva (2008), no rol das mudanças estruturais, destacam-se, pelo lado da oferta de trabalho: o aumento da população economicamente ativa (PEA), o aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho, o aumento do nível de escolaridade e o aumento do desemprego para trabalhadores menos qualificados; pelo lado da demanda: diminuição do emprego na indústria e na agricultura, em detrimento dos setores de serviços e comércio e aumento da demanda por trabalhadores mais qualificados.

Mesmo em meio a este cenário, mais promissor do que há uma década, a teoria de impactos negativos sobre o nível de emprego e salários do setor formal da economia, supostamente causados pelos altos encargos sociais no Brasil, continua bastante difundida, apesar de não consensual. Neste trabalho o objetivo é calcular o impacto da diminuição destes encargos (proporcionada pela desoneração da folha da proposta governamental) em algumas variáveis do mercado de trabalho. Mais especificamente, aproveita-se a Lei 12.546/2011¹, que introduziu uma alteração exógena no mercado de trabalho, para medir, empiricamente, o impacto da desoneração da folha salarial (parte patronal) imposta sobre os setores afetados. O impacto é medido em termos do grau de formalização das relações de trabalho e índice de realocação entre setores de atividade econômica (tomada como uma *proxy* de estabilidade no trabalho). Não se entrou no mérito de calcular se de fato a

¹Importante ressaltar que a Lei 12.546/2011 apenas modificou a contribuição previdenciária da empresa, substituindo a alíquota de 20%, incidente sobre a folha de salários, por uma alíquota de 1% a 2,5%, dependendo do setor, incidente sobre o faturamento da empresa. A contribuição previdenciária do trabalhador não foi alterada, bem como as demais obrigações trabalhistas da empresa, tais como: a contribuição para o Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), contribuição ao sistema S, salário educação, etc. Além disso, a Lei prevê que eventuais perdas de arrecadação à Previdência Social, havidas em razão da Medida, sejam compensadas por meio do aporte de recursos da Conta Única do Tesouro, evitando o desequilíbrio nas contas do Regime Geral de Previdência Social. A Lei estabelece a criação de comissão tripartite (composta por membros do Poder Executivo federal, por representantes dos trabalhadores e empresários dos setores econômicos afetados) para acompanhar e avaliar a implementação das medidas de compensação.

carga tributária sobre a folha de salários é elevada, comparativamente ao passado, ou a outros países, como alguns trabalhos procuraram mostrar (Pastore, 1994 e Santos, 1996).

Para medir os efeitos, utilizou-se a PME, que por ser uma pesquisa com dados longitudinais, nos permite ter informações de um mesmo indivíduo antes da vigência da referida Lei e após o início de vigência da mesma. A metodologia utilizada foi a metodologia de diferença-em-diferenças. Separou-se a base de dados em dois grupos: controle e tratamento, sendo que neste último considerou-se o conjunto de indivíduos que relataram trabalhar em algum dos quatro setores sujeitos a obrigatoriedade da Lei e, no grupo de controle, os indivíduos que relataram trabalhar em algum dos demais setores².

A Lei 12.546/2011 foi sancionada em dezembro de 2011, já tendo efeitos na competência deste mês, uma vez que a mesma apenas transformou em lei o disposto na medida provisória MP 540 de agosto de 2011³. Assim, utilizamos o comparativo dos meses de julho de 2011 e julho de 2012.

A contribuição deste trabalho se dá no fato de ainda não termos uma análise empírica sobre o tema na literatura brasileira. A imposição da Lei forneceu um experimento natural passível de análise.

O trabalho encontra-se organizado em cinco seções, além desta introdução. Na seção 2 é feita uma revisão da literatura. Na seção 3, o modelo econométrico é apresentado. A seção 4 mostra uma análise descritiva dos dados, bem como apresenta a fonte de dados utilizada. Os resultados são apresentados na seção 5. Por fim, a última seção apresenta as conclusões do trabalho.

Adiantando os resultados encontrados, parece não haver um impacto estatisticamente significativo da medida tomada pelo governo sobre o grau de formalização do mercado de trabalho ou sobre o índice de realocação entre setores de atividade econômica.

²Foram excluídos do grupo de controle alguns setores de atividade econômica que posteriormente, em abril de 2012, foram abrangidos pela Lei, conforme será explicado mais adiante no texto.

³O princípio do Direito Tributário denominado princípio da anterioridade nonagesimal diz que qualquer tributo criado ou alterado precisa respeitar um prazo de noventa dias antes de entrar em vigência.

2 *Revisão da Literatura*

A literatura sobre desoneração da folha consiste principalmente em artigos que estudam a relação entre os encargos sociais, informalidade e desemprego, sendo o imposto sobre a folha de salário parte dos encargos sociais, ou seja, um dentre os vários gastos trabalhistas impostos pela legislação. Existem trabalhos teóricos e alguns empíricos sobre o assunto e de todos esses trabalhos o que se pode tirar é que não há consenso estabelecido.

Na literatura internacional, destaca-se um dos primeiros autores a estudar a influência das instituições do mercado de trabalho na decisão da firma de operar no setor formal ou informal: Rauch (1991), com um modelo teórico, analisa a influência da legislação do salário mínimo, colocando como elemento definidor de setor formal ou informal, o fato de a empresa cumprir ou não esta legislação. O autor, com uma análise de estática comparativa, conclui que o aumento no salário mínimo amplia o diferencial de salários e a disparidade no tamanho relativo dos dois setores. Também considera o custo da firma de operar no mercado informal (estabelecendo uma correlação positiva entre este custo e o tamanho da firma), bem como a existência de um diferencial de produtividade entre as firmas que operam nos dois setores (sendo maior a produtividade para aquelas que estão atuando no setor formal).

Outro trabalho teórico de destaque na linha de avaliação da influência das instituições sobre o nível e a composição setorial do emprego é o de Acemoglu (2001). O autor elabora um modelo de *matching* com dois setores¹ (um de “bons” empregos e outro de “maus” empregos) em que a composição do emprego, a taxa de desemprego e o diferencial de salários entre os dois setores são variáveis endógenas. O trabalho mostra que seguro desemprego e o salário mínimo induzem a criação de mais empregos formais.

Seguindo a cronologia dos estudos, Loayza (1996) estuda os determinantes do tamanho do setor informal e sua relação com o crescimento econômico. O autor propõe um modelo de crescimento endógeno de dois setores (formal e informal), onde estes utilizam bens

¹Apesar de o autor não falar explicitamente em informalidade, Ulyssea (2008) destaca que “[...] a analogia com a dualidade formal-informal é imediata.”

públicos como insumo de produção, sendo o grau e a eficiência de utilização importantes definidores de formal-informal. Ulyssea (2006) ressalta que:

[...] para manter o modelo tratável, o autor deixa de lado importantes aspectos da informalidade tais como a assimetria de custos entre os setores, a segmentação do mercado de trabalho e o tamanho das firmas. (Ulyssea, 2006, p. 608)

Seu modelo teórico aponta que o tamanho do setor informal está relacionado de forma positiva com as taxas impostas pelo governo e de forma negativa com o poder de imposição da legislação pelas instituições, bem como com a eficiência destas. Um aumento do setor informal afeta negativamente o crescimento econômico por diminuir a disponibilidade de serviços públicos na economia e aumentar o número de atividades que subutilizam tais serviços. Utilizando dados de países da América Latina para o começo dos anos de 1990, o autor obtém resultados empíricos que corroboram as implicações do seu modelo teórico.

Uma extensão do modelo de Rauch (1991) é feita por Fortin, Marceau e Savard (1997) para simular um conjunto de mudanças regulatórias e fiscais para a economia de Camarões, utilizando um modelo de equilíbrio geral computável. Os resultados deste trabalho indicam que aumento de impostos sobre lucro, sobre o salário mínimo obrigatório ou sobre a folha de salários provocam elevação no tamanho relativo do setor informal e na taxa de desemprego, levando a uma perda de eficiência da economia. Particularmente, na simulação de mudança da contribuição patronal sobre a folha salarial, um aumento de 5% nessa contribuição produz um aumento de 0,25% nas receitas governamentais², porém há uma redução do bem-estar agregado da economia, de 0,54%. O autor, com a comparação estática dos resultados de simulações com e sem a existência de um setor informal na economia, conclui que a presença deste setor intensifica os resultados sobre o produto (e bem-estar), que do contrário seriam menos severos. Apesar de amortecer o efeito sobre o desemprego, na medida em que, na presença de um setor informal, parte da porção de trabalhadores que perderiam seus empregos com o aumento dos custos trabalhistas é absorvida pelo setor informal, a perda de eficiência, pela atuação no setor informal, é preponderante, o que leva a piores resultados sobre o produto e bem-estar.

Kugler e Kugler (2003) destacam que as evidências existentes na literatura acerca dos impactos de mudanças no imposto sobre a folha são ambíguas. Os autores analisam, com dados em painel, como aumentos dos encargos³ sobre a folha ao longo dos anos de 1980 e 1990 afetaram variáveis do mercado de trabalho colombiano. Utilizando um painel de 235

²O autor relaciona esse resultado como evidência de a economia estudada estar num trecho ascendente da curva de Laffer para impostos sobre salário (veja, por exemplo, Minea, Ehrhart e Villieu, 2009).

³A definição de encargos sobre a folha de salários não é uma questão fechada. Pastore (1994) conclui

plantas do setor formal manufatureiro para o período 1982 a 1996, os autores estimam que um aumento de 10% no imposto sobre a folha provoca uma redução nos salários formais, de 1,4% a 2,3% e no emprego formal, de 4% a 5%. Eles concluem, portanto, que o aumento no imposto sobre a folha na Colômbia contribuiu para aumentar o desemprego e a informalidade no mercado de trabalho.

Bordonaro (2003), utilizando uma análise em painel com nove países da América Latina (Argentina, Brasil, Bolívia, Equador, Chile, Colômbia, Costa Rica, México e Uruguai), estima o impacto sobre a informalidade de algumas variáveis, com destaque para a alíquota previdenciária e PIB per capita. Com um período de 21 anos analisados (1980 a 2000), o autor chega numa elasticidade informalidade-alíquota previdenciária de 0,3 (1% de aumento da alíquota previdenciária leva a um incremento de 0,3% na informalidade). Resultado bem inferior à sensibilidade da informalidade ao PIB per capita, que apresenta elasticidade de $-1,7$, sendo a variável com maior impacto sobre informalidade entre as variáveis estudadas.

Importante salientar que o contexto em que esses estudos começaram a ganhar forma mundialmente, no fim da década de 80 e início dos anos de 1990, está atrelado à época de um persistente e elevado nível de desemprego na Europa, principalmente em países com um estado de bem-estar social mais desenvolvido, caracterizados por uma maior participação dos tributos sobre a folha, como destacam Ansiliero et al. (2008). A rigidez do mercado de trabalho e os elevados encargos sobre a folha foram apontados como principais responsáveis pelo mau desempenho do mercado de trabalho (ver OECD, 1994a e 1994b, Besley e Burgess, 2004 e Botero et al., 2004).

Nesta mesma linha, a literatura nacional, influenciada pela dinâmica do mercado de trabalho brasileiro dos anos de 1980 e 1990, também aponta os custos trabalhistas (impostos pela legislação) e a rigidez contratual como principais responsáveis (Barros, 1993 e Amadeo e Camargo, 1996). Um destaque na discussão sobre as ineficiências causadas por uma legislação trabalhista restritiva é dado ao imposto que incide sobre a folha de salários. Neri (2000, 2001, 2003, 2006) explicita a influência do *tax-benefit linkage*⁴ (ver

que os encargos trabalhistas no Brasil chegam a 102% da folha de pagamentos da empresa, já a interpretação adotada pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) é de que esse peso é de 25,1% - ver DIEESE (1997). A diferença consiste basicamente na inclusão ou não, na base de cálculo, de itens de natureza salarial (13º salário, descanso semanal remunerado, férias, feriados, aviso prévio, rescisão contratual, etc). Ver também Fernandes (1998) e Fernandes e Menezes-Filho (2002).

⁴Aqui está presente a hipótese de homogeneidade da mão de obra, que considera que os trabalhadores, dada a sua qualificação, possuem produtividades idênticas, não existindo autosseleção dos mais produtivos para o setor formal. A decisão de atuar no setor formal ou informal se daria por uma avaliação de custo/benefício do setor formal.

Summers, 1989), argumentando que a falta de percepção dos benefícios sociais oriundos dos encargos fiscais por parte dos agentes (trabalhadores e empregadores) faz com que estes optem pela informalidade como modalidade de evasão fiscal. Paiva e Ansiliero (2009) apontam um contraponto a essa hipótese, argumentando que se isso fosse real, os salários do setor informal deveriam ser maiores que os salários do setor formal, o que não é consensual na literatura (ver Fernandes, 1996, Barros, Franco e Mendonça, 2007, Menezes-Filho, Mendes e Almeida, 2004 e Curi e Menezes-Filho, 2006).

Ansiliero et al. (2008) destacam três linhas de argumentação dos trabalhos nacionais até a época: a primeira, aponta a base de arrecadação da Previdência Social passando por um processo de erosão⁵ (considerada um processo exógeno), levando a necessidade de fontes alternativas; a segunda, aponta aumentos das alíquotas das décadas de 1980 e 1990 como o grande “vilão” da formalidade (onerando mais os setores intensivos em mão de obra do que os intensivos em capital⁶); a terceira, associa, de forma endógena, o tamanho do setor informal à tributação previdenciária sobre a folha salarial⁷.

Em comum, os três argumentos levaram em conta um fato estilizado sobre o mercado de trabalho durante os anos de 1990: vivíamos um período de crise do mercado formal de trabalho. (Ansiliero et al., 2008, p. 9)

Alguns trabalhos apontaram na direção de um impacto sobre salários e não sobre o nível de empregos formais. Destaque para dois trabalhos nesta linha: Gruber (1995) e Fernandes e Menezes-Filho (2002). No primeiro, o autor analisa dados do Chile antes e depois da privatização da seguridade social no país, em 1981, estudando a redução ampla e discreta ocorrida com a reforma (no período estudado, 1979 a 1986, para a amostra analisada, a alíquota média sobre a folha salarial cai de 30% para 5%). Fernandes e Menezes-Filho (2002), utilizando um painel de indústrias do setor formal para o período de 1986 a 1995 - dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) -, encontram um impacto negativo e significativo dos encargos sobre o salário médio, mas não sobre o emprego⁸. Com os dados analisados, um aumento de 10% nos encargos produz uma redução de 4,6% no salário médio.

Fernandes, Amaury e Narita (2004) avaliam os impactos de mudanças na estrutura tributária brasileira sobre o setor formal da economia, utilizando um modelo de equilí-

⁵Ver Neves, Paiva e Antunes (2000) e Cardoso (2000).

⁶Ver Donadon (2004).

⁷Ver Neri (2000, 2001, 2003, 2006).

⁸Os autores ressaltam que alguns encargos, como a previdência social, podem apenas estar refletindo a estrutura salarial da indústria (a razão encargos previdenciários/salário é mais elevada para trabalhadores com rendimentos mais baixos).

brío geral computável com um horizonte infinito e numa economia competitiva. Em seu modelo, os autores consideram ainda dezoito tipos de trabalho (diferindo pela qualificação profissional, bem como por características demográficas), um único tipo de capital, produção de um único bem e tecnologia de produção dada por uma função de retornos constantes de escala. Utilizando alguns parâmetros da economia brasileira real, a hipótese de melhor resultado é a de redução da carga tributária total (no longo prazo resulta em uma variação de +5,3% no emprego formal). O trabalho conclui que reduções lineares em todas as alíquotas de impostos, apesar de ter impacto significativo e positivo no produto formal, não atingem o grau de formalização. Outra conclusão interessante do trabalho é que o tamanho da carga tributária é mais importante para explicar a informalidade do que a sua composição. As evidências deste trabalho apontam, portanto, na direção de que reduções na alíquota sobre o trabalho não geram qualquer impacto significativo sobre o emprego formal na economia, divergindo dos resultados de Kugler e Kugler (2003).

Ulysea e Reis (2006), fazendo uso também de um modelo de equilíbrio geral, investigam empiricamente o impacto de reduções no imposto da folha de pagamentos sobre o comportamento de algumas variáveis do mercado de trabalho brasileiro: grau de informalidade, emprego e rendimentos. Os autores chegam a resultados muito parecidos com os obtidos por Kugler e Kugler (2003)⁹. Eles constroem um modelo com dois setores (formal e informal) e dois tipos de trabalhadores (que diferem pela qualificação). A demanda por trabalho é determinada pela produtividade dos trabalhadores e a oferta pelas curvas de salário específicas¹⁰ ao setor e grupo de qualificação. Os parâmetros do modelo são estimados a partir da PNAD de 1992 a 2003. Os resultados das simulações mostram que reduções nos encargos (de 27,5% para 10%) levariam a uma queda significativa no grau de informalidade - a proporção de trabalhadores com carteira passa de 39,6% para 47,8% do total de ocupados e, de forma simétrica, a proporção de trabalhadores sem carteira diminui de 21,9% para 16,4% do total de ocupados. Tal redução na alíquota também contribuiria para aumentos dos níveis de emprego, resultando em uma queda da taxa de

⁹Os autores destacam as diferenças metodológicas entre o trabalho deles, o de Kugler e Kugler (2003) e o de Fernandes, Amaury e Narita (2004) com uma explicação da divergência de resultados entre os primeiros e este último. Segundo os autores: “[...] a abordagem de Fernandes, Amaury e Narita (2004) é de longo prazo, pois eles analisam os equilíbrios de *steady state* do modelo e tanto capital quanto trabalho são determinados endogenamente. No nosso modelo, contudo, o capital e a distribuição da força de trabalho por grupo de qualificação estão fixos e, portanto, estamos considerando os efeitos de curto e médio prazos. Ainda mais relevante, contudo, é a diferença existente na estrutura adotada para o mercado de trabalho. O modelo apresentado neste artigo caracteriza o lado da oferta de trabalho por meio de curvas de salários, cujas estimativas indicam valores muito baixos para as elasticidades de todos os grupos, o que implica uma grande rigidez salarial.”

¹⁰Ao considerar a oferta de trabalho dada pelas curvas de salário os autores assumem uma estrutura não competitiva para o mercado de trabalho brasileiro.

desemprego agregada de 9,47% para 2,62% - e aumento nos rendimentos - saindo de uma média global de R\$ 651,34 para R\$ 757,35.

Paiva e Ansiliero (2009) argumentam que os resultados dos dois últimos trabalhos citados, mesmo não sendo expressivos ainda tendem a estar superestimados. No modelo de Fernandes, Amaury e Narita (2004), os autores apontam, como fatores que levam a esta superestimação, o fato da não previsão de impactos indiretos das mudanças tributárias na economia como um todo (impactos diretos no setor formal reverberariam no setor informal), bem como a hipótese, presente no trabalho, da homogeneidade da mão de obra¹¹. Esta última hipótese também é válida no trabalho de Ulyssea e Reis (2006), e aqui, os autores ainda apontam outras duas possíveis fontes de superestimação dos efeitos: o fato de o modelo considerar a incidência de impostos sobre o trabalho como o único fator de distinção entre os setores formal informal, sem considerar que a decisão de operar em um ou outro setor pode estar influenciada por outros fatores (burocráticos e/ou tributários) e o fato de o modelo não considerar a assimetria do efeito sobre a rigidez salarial (que é mais forte quando se trata de reduções salariais do que quando se trata de aumentos).

O ajuste por meio do salário (e não por meio do emprego ou da formalização) tende a ser muito mais fácil quando se reduz a contribuição previdenciária sobre a folha do que quando se aumenta a contribuição (caso no qual o ajuste ocorreria, na presença de rigidez salarial, fundamentalmente sobre o emprego ou a formalidade). (Kesselman, 1995)

Ulyssea (2008) faz uma adaptação do modelo de Acemoglu (2001)¹², modelo de *matching* com dois setores, concentrando-se nos equilíbrios *steady state*, e, portanto, afastando-se da metodologia de Ulyssea e Reis (2006) e aproximando-se da metodologia de Fernandes, Amaury e Narita (2004). Uma inovação introduzida no seu modelo de *matching* é uma mistura das duas estruturas de busca tradicionalmente usadas para os modelos setoriais de busca e *matching*, que são: busca direcionada (mercados separados) e busca não direcionada (mercados unificados). O autor considera a existência de dois mercados separados, porém assume que a busca por parte dos trabalhadores ocorre em ambos os setores sem distinção (ou seja, é não direcionada). Isso impõe uma relação entre as condições de oferta e demanda por trabalho nos setores. O autor mede os efeitos de três políticas: política do seguro-desemprego, reduções do imposto da folha de salários e intensificação da fiscalização governamental. Os resultados das simulações mostram que o

¹¹Tal hipótese é a mesma apontada no trabalho de Neri (2003). Aqui, igualmente, vale a crítica de Paiva e Ansiliero (2009, p. 22-23) sobre a hipótese de segmentação no mercado de trabalho brasileiro.

¹²Segundo o autor o modelo é “[...] semelhante em espírito a Cavalcanti, Fugazza e Jacques (2004), Bouev (2005) e Boeri e Garibaldi (2005).”

maior impacto de melhora da composição do emprego é o da intensificação da fiscalização (apesar da deteriorização ocorrida na taxa de desemprego e produto). Já elevações do seguro-desemprego e reduções dos encargos sobre a folha têm impactos positivos, porém reduzidos. Particularmente, para as reduções do imposto sobre a folha, uma queda de 20 p.p no imposto (de 35% para 15%), leva o grau de formalidade de 51% para 52,7%, o de informalidade de 31,6% para 30,3% e o desemprego de 17,4% para 17%. Esse resultado difere do obtido em Ulyssea e Reis (2006) devido, em maior parte, ao grau de flexibilidade dos salários, sendo completamente flexíveis neste último trabalho e altamente rígidos no anterior. Nos dois trabalhos os autores destacam que isso é central para definir como ocorrerá o ajuste (se via emprego ou via salário).

Alguns trabalhos se dedicam ao cálculo do impacto tributário da desoneração nos cofres da Previdência Social, avaliando quanto deveria crescer a massa salarial (seja via aumento de vínculos empregatícios formais, seja via aumento da remuneração do setor formal, ou uma combinação de ambos) para compensar a perda na arrecadação. Veja, por exemplo, Barbosa, Ansiliero e Paiva (2007) e Ansiliero et al. (2008). Um trabalho recente que inclusive já avalia o impacto, em termos de arrecadação, da Lei 12.546/11 (com as modificações introduzidas pela MP 563/2012) é a publicação da Associação Nacional dos Auditores Fiscais da Receita Federal do Brasil (ANFIP) - Zanghelini, Braga-Júnior e Duarte (2012).

Trabalhos mais recentes, tendo em vista o bom desempenho do mercado de trabalho atual, têm mudado um pouco a tônica da discussão mostrando dúvidas acerca da eficácia da política, em termos de geração de empregos formais, e uma maior preocupação com as consequências de uma política de desoneração, em termos distributivos. Esses trabalhos enfatizam o ponto da vinculação entre contribuição e benefício. A substituição da contribuição sobre a folha, que seria uma fonte de arrecadação neutra frente à distribuição de renda, por uma contribuição sobre o faturamento, contribuição indireta, contribuiria para aumentar ainda mais características já regressivas da tributação no Brasil (ver Silveira, 2008 e Ribeiro et al., 2011).

3 Metodologia

Existe uma série de métodos empregados na avaliação de impactos e eles são usualmente divididos em duas categorias: métodos experimentais e métodos não experimentais. Basicamente, na categoria dos métodos experimentais temos a aleatorização e, nos não experimentais, temos os experimentos naturais. O melhor cenário para avaliação de impactos é o da aleatorização, uma vez que, nesse caso, a única diferença entre o grupo de controle e o grupo de tratamento é o fato de o grupo de tratamento ter recebido o tratamento (ou programa) e o grupo de controle não. Assim, a diferença avaliada na variável de resultado pode ser atribuída ao programa, justamente pelo fato de a aleatorização garantir que os grupos são semelhantes tanto nas características observáveis quanto nas características não observáveis. Os setores sujeitos a desoneração da folha salarial imposta pela Lei 12.546/2011 (evento analisado) não foram escolhidos aleatoriamente. Por esse motivo, não podemos fazer uma simples diferença de média entre os grupos e atribuir o resultado como efeito da desoneração (programa em questão). Assim, utilizou-se do método de diferença-em-diferenças para tratarmos o problema da não aleatorização.

3.1 Método de Diferença-em-diferenças (DD)¹

Para avaliar o impacto de um programa ou tratamento em uma variável de resultado Y , suponha que existe dois grupos indexados pelo tratamento ou não com $T = 0, 1$ onde 0 indica os indivíduos que não receberam o tratamento, i.e, o grupo de controle, e 1 indica os indivíduos que receberam o tratamento, i.e, o grupo de tratamento. Assuma que se observa esses indivíduos em dois períodos no tempo, $t = 0, 1$, onde 0 denota um período anterior ao grupo de tratamento receber o tratamento, i.e, período pré-tratamento, e 1 denota um período posterior ao recebimento deste tratamento, i.e., período pós-tratamento. As observações são indexadas por $i = 1, 2, \dots, N$; os indivíduos usualmente têm duas observações cada: uma pré-tratamento, outra pós-tratamento. Seja \bar{Y}_0^T e \bar{Y}_1^T as médias

¹Essa seção baseia-se extensivamente em Peixoto et al. (2012, Cap. 4)

amostrais da variável de resultado para o grupo de tratamento antes e após o tratamento, respectivamente, e seja \bar{Y}_0^C e \bar{Y}_1^C , as médias correspondentes para o grupo de controle, sendo que o subscrito indica o período no tempo e o sobrescrito indica o grupo.

A variável de resultado pode ser modelada pela seguinte equação:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta(T_i \cdot t_i) + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

onde os coeficientes $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ são parâmetros desconhecidos e ε_i é um componente aleatório de erro não observado, que contém todos os fatores determinantes de Y_i que o modelo omite. Pela equação, os coeficientes tem a seguinte interpretação:

α = termo constante

β = efeito específico do grupo de tratamento

γ = tendência temporal comum entre os grupos (tratamento e controle)

δ = verdadeiro efeito do tratamento

O termo constante é um parâmetro de comparação, pois capta o valor esperado da variável de resultado quando se analisa o grupo de controle antes da mudança.

O objetivo da avaliação de um programa é encontrar uma estimativa não viesada para δ , $\hat{\delta}$, dado os dados disponíveis.

3.1.1 Premissas para um estimador não viesado

Um estimador é dito não viesado quando sua estimativa, em média, converge para o verdadeiro valor do parâmetro, ou seja:

$$E[\hat{\delta}] = \delta$$

As premissas necessárias para que o estimador de diferença-em-diferenças esteja correto são:

1. A equação do modelo esteja corretamente especificada.
2. O termo de erro possua média zero: $E[\varepsilon_i] = 0$

3. O termo de erro seja não correlacionado com as demais equações.

$$\begin{aligned} \text{cov}(\varepsilon_i, T_i) &= 0 \\ \text{cov}(\varepsilon_i, t_i) &= 0 \\ \text{cov}(\varepsilon_i, T_i \cdot t_i) &= 0 \end{aligned}$$

a última condição, também conhecido como condição de tendência paralela, é a mais crítica.

Sob essas condições, a equação de resultado pode ser usada para determinar os valores esperados da variável de resultado, conforme abaixo:

$$\begin{aligned} E[Y_0^T] &= \alpha + \beta \\ E[Y_1^T] &= \alpha + \beta + \gamma + \delta \\ E[Y_0^C] &= \alpha \\ E[Y_1^C] &= \alpha + \gamma \end{aligned}$$

3.1.2 O estimador de Diferença-em-diferenças (DD)

Dois estimadores ingênuos do efeito do tratamento na variável de resultado seriam:

1. Diferença simples entre os estimadores pré e pós-tratamento.²

$$\hat{\delta}_1 = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T \quad (3.2)$$

Tomando a esperança deste estimador obtém-se:

$$\begin{aligned} E[\hat{\delta}_1] &= E[\bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T] \\ &= [\alpha + \beta + \gamma + \delta] - [\alpha + \beta] \\ &= \gamma + \delta \end{aligned}$$

sendo, portanto, viesado para todo $\gamma \neq 0$, i.e., se existe alguma tendência temporal no resultado Y_i , então, com esse estimador ingênuo, não consegue-se separar esse efeito do tempo do efeito do tratamento.

²Esta seria a estimativa de mínimos quadrados ordinários obtida de uma regressão da forma

$$Y_i = \alpha_1 + \gamma_1 T_i + \varepsilon_i$$

sobre uma amostra que contivesse apenas o grupo de tratamento.

2. Diferença simples entre os estimadores dos grupos.³

$$\hat{\delta}_2 = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_1^C \quad (3.3)$$

Tomando a esperança deste estimador

$$\begin{aligned} E[\hat{\delta}_2] &= E[\bar{Y}_1^T] - E[\bar{Y}_1^C] \\ &= [\alpha + \beta + \gamma + \delta] - [\alpha + \gamma] \\ &= \beta + \delta \end{aligned}$$

nota-se que ele será viesado para todo $\beta \neq 0$, i.e., o verdadeiro efeito do tratamento será confundido com a diferença média permanente na variável de resultado entre os grupos.⁴

O estimador DD é definido como a diferença verificada entre a diferença nos dois períodos em cada um dos grupos:

$$\hat{\delta}_{DD} = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T - (\bar{Y}_1^C - \bar{Y}_0^C) \quad (3.4)$$

Tomando a esperança deste estimador, nota-se que ele é não viesado

$$\begin{aligned} E[\hat{\delta}_{DD}] &= E[\bar{Y}_1^T] - E[\bar{Y}_0^T] - (E[\bar{Y}_1^C] - E[\bar{Y}_0^C]) \\ &= \alpha + \beta + \gamma + \delta - (\alpha + \beta) - (\alpha + \gamma - \gamma) \\ &= (\gamma + \delta) - \gamma \\ &= \delta \end{aligned}$$

A interpretação do estimador DD é que ele é a diferença entre os resultados potenciais para o grupo de tratamento, i.e., a diferença entre o verdadeiro \bar{Y}_1^T e o seu resultado contrafactual, ou \bar{Y}_{cf}^T que ocorreria se o grupo de tratamento não tivesse recebido o programa, $\bar{Y}_{cf}^T = \bar{Y}_0^T + (\bar{Y}_1^C - \bar{Y}_0^C)$, de forma que $\hat{\delta}_{DD} = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_{cf}^T$. O fato é que \bar{Y}_{cf}^T , que tem esperança $E[\bar{Y}_{cf}^T] = \alpha + \beta + \gamma$, é não observável. No entanto, se os pressupostos são satisfeitos, pode-se contruir uma estimativa legítima de \bar{Y}_{cf}^T , tomando a média pré-tratamento \bar{Y}_0^T e somando a estimativa para β , usando a diferença pré e pós-tratamento para o grupo de controle.

³Esta seria a estimativa de mínimos quadrados ordinários obtida de uma regressão da forma

$$Y_i = \alpha_2 + \gamma_2 t_i + \varepsilon_i$$

sobre uma amostra que contivesse apenas o período pós-tratamento.

⁴Note que tal diferença não existe no caso dos experimentos aleatórios, uma vez que β deve ser zero para grupos aproximadamente idênticos.

O procedimento pode ser esquematizado conforme quadro abaixo:

	Pré	Pós	Diferença (Pós – Pré)
Tratamento	\bar{Y}_0^T	\bar{Y}_1^T	$\bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T$
Controle	\bar{Y}_0^C	\bar{Y}_1^C	$\bar{Y}_1^C - \bar{Y}_0^C$
Diferença (T–C)	$\bar{Y}_0^T - \bar{Y}_0^C$	$\bar{Y}_1^T - \bar{Y}_1^C$	$\bar{Y}_1^T - \bar{Y}_1^C - (\bar{Y}_0^T - \bar{Y}_0^C)$

Tabela 1: Ilustração do procedimento DD

Note que a primeira linha resulta em $\hat{\delta}_1$, a segunda coluna resulta em $\hat{\delta}_2$ e a entrada célula do canto inferior direito resulta em $\hat{\delta}_{DD}$.

3.2 Modelo de Regressão Logística Binomial⁵

A regressão logística binomial ou regressão logística é um modelo probabilístico de regressão não linear utilizado nas situações em que as variáveis resposta são discretas e os erros não são normalmente distribuídos.

A variável resposta (Y), que mesmo quando não é originalmente binária pode ser dicotomizada, apresenta dois possíveis resultados (sucesso e fracasso). Geralmente é chamado de sucesso o resultado que representa a presença de uma particular característica de interesse⁶:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{se o elemento possui a característica de interesse} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3.5)$$

Seja \mathbf{X} um vetor de variáveis explicativas. O interesse é derivar como mudanças em \mathbf{X} afetam as probabilidades da resposta Y , $P(Y = j|\mathbf{X})$, $j = 0, 1$. Assim, a quantidade chave é o valor médio da variável resposta dado o vetor de covariáveis \mathbf{X} , ou seja, a esperança condicional de Y dado \mathbf{X} , $E(Y|\mathbf{X})$. No caso da regressão linear assume-se que esta média pode ser expressa em uma equação linear em \mathbf{X} , ou alguma transformação de \mathbf{X} ou Y , tal como:

$$E(Y|\mathbf{X}) = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{X} \quad (3.6)$$

Assim, é possível que a média assuma qualquer valor quando \mathbf{X} varia de $-\infty$ a $+\infty$.

⁵Essa seção baseia-se em Hosmer e Lemeshow (2000) e Wooldridge (2010).

⁶No caso do presente trabalho, num modelo usamos Y como sendo manter-se, $Y = 1$, ou não, $Y = 0$, no setor formal da economia; no outro modelo, manter-se no mesmo setor de atividade econômica, $Y = 1$, ou mudar de setor, $Y = 0$.

Quando a variável resposta é dicotômica, sua média condicional deve ser maior ou igual a zero e menor ou igual a um, $[0 \leq E(Y|\mathbf{X}) \leq 1]$, aproximando-se de 0 e de 1 gradualmente e seu gráfico (forma de "S") se parece com a distribuição acumulada da função logística.

Segundo, Hosmer e Lemeshow (2000), a função ideal para o caso da variável resposta ser dicotômica é a função logito, pois é extremamente flexível e fácil de ser usada e interpretada. Seja a função $\pi(\mathbf{X}_i)$ a probabilidade desconhecida da existência de uma determinada característica de interesse, associada ao indivíduo i com um dado o vetor de variáveis \mathbf{X}_i . O modelo de regressão logística, conhecido também como função logística, é dado por:

$$\pi(\mathbf{X}_i) = P(Y_i = 1|\mathbf{X}_i) = \frac{\exp(\mathbf{X}_i'\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{X}_i'\boldsymbol{\beta})} \quad (3.7)$$

em que o vetor de parâmetros $\boldsymbol{\beta}$ é desconhecido.

Utilizando a transformação *logit* em $\pi(\mathbf{X}_i)$ tem-se a seguinte função linear:

$$\text{logit}[\pi(\mathbf{X}_i)] = \log\left[\frac{\pi(\mathbf{X}_i)}{1 - \pi(\mathbf{X}_i)}\right] = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i \quad (3.8)$$

Na abordagem clássica, o parâmetro é considerado uma quantidade fixa e desconhecida. Os resultados são obtidos a partir de uma distribuição conjunta da amostra observada de tamanho n (\mathbf{X}_i , $i = 1, \dots, n$) e representada pela função de verossimilhança, $L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{Y}; \mathbf{X})$ (Mood, Graybill e Boes, 1974). Segundo Hosmer e Lemeshow (2000), o método usual para a estimação dos parâmetros do modelo de regressão logística é o método de máxima verossimilhança.

Considere Y_i variáveis independentes e identicamente distribuídas. Seja \mathbf{X}_i o vetor de covariáveis, tal que a distribuição de $Y_i|\mathbf{X}_i$ tenha distribuição de Bernoulli com probabilidade de sucesso $\pi(\mathbf{X}_i)$. Dessa forma, a distribuição de $Y_i|\mathbf{X}_i$ pode ser dada por:

$$P(Y_i = y_i|\mathbf{X}_i) = f(y_i|\mathbf{X}_i) = [\pi(\mathbf{X}_i)]^{y_i}[1 - \pi(\mathbf{X}_i)]^{1-y_i}, \quad (3.9)$$

com $y_i = 0, 1$ e $i = 1, \dots, n$.

Como as variáveis aleatórias Y_i são independentes, a função verossimilhança é da seguinte forma:

$$L(\boldsymbol{\beta}; \mathbf{X}_i) = \prod_{i=1}^n f(Y_i|\mathbf{X}_i) = \prod_{i=1}^n [\pi(\mathbf{X}_i)]^{y_i}[1 - \pi(\mathbf{X}_i)]^{1-y_i} \quad (3.10)$$

O logaritmo da verossimilhança em (3.10) é dado por:

$$l(\boldsymbol{\beta}; \mathbf{X}_i) = \sum_{i=1}^n \left[y_i \ln \left(\frac{\exp(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta})} \right) + (1 - y_i) \ln \left(1 - \frac{\exp(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta})} \right) \right] \quad (3.11)$$

A estimativa do j -ésimo parâmetro é dada pela maximização da equação (3.11), ou seja:

$$\beta_j \text{ é solução de } \frac{\partial l(\boldsymbol{\beta}; \mathbf{X}_i)}{\partial \beta_j} = 0, \quad j = 1, \dots, k \quad (3.12)$$

As equações obtidas são não lineares nos parâmetros, sendo que suas soluções são obtidas utilizando-se métodos iterativos. McFadden (1974) mostrou que a função logarítmica da verossimilhança é côncava, possuindo um máximo global, o que torna possível a convergência na maximização efetuada.

4 *Dados*

Nesta seção, segue uma descrição mais detalhada da fonte de dados, desenho amostral, período analisado e algumas descritivas dos dados.

4.1 Fonte de Dados

Os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foram utilizados como fonte de dados neste trabalho. A PME é uma pesquisa domiciliar de periodicidade mensal, com abrangência geográfica nas Regiões Metropolitanas (RMs) de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

A pesquisa é realizada por meio de uma amostra probabilística de domicílios (unidade amostral), que reúne cerca de 40 mil domicílios situados nas RMs citadas. São obtidas informações sociodemográficas de todos os moradores das unidades domiciliares e, para os de 10 anos ou mais de idade, são coletadas também informações sobre educação e trabalho¹. A unidade estatística de investigação é a pessoa, moradora da unidade domiciliar selecionada.

A PME adota um esquema de rotação de painéis (*rotating panel*) no qual um domicílio é acompanhado por quatro meses (quatro entrevistas), sendo dado um descanso de oito meses, para posteriormente seguir com mais quatro meses de entrevistas. Portanto, um domicílio permanece na amostra por um período de dezesseis meses. Se os indivíduos que residem neste domicílio permanecerem residindo pelo período da pesquisa (as oito entrevistas), é possível acompanhar o mesmo longitudinalmente. Porém, como não é possível acompanhar todos os indivíduos da amostra durante esse tempo, a PME é considerada um painel incompleto (*unbalanced panel*) do ponto de vista individual.

¹Ver formulário disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/questionarioPME.pdf> Acesso em: 29 out. 2012

Para diminuir o atrito (ou desgaste) do painel usou-se o algoritmo desenvolvido por Ribas e Soares (2008). Os principais motivos de atrito são mobilidade geográfica das pessoas e recusa de entrevista, porém, além disso, temos atrito associado à imprecisão na declaração das informações utilizadas como critério de emparelhamento durante a reconstituição do painel. Tais informações são de caráter individual (como data de nascimento, sexo, escolaridade, condição no domicílio e/ou número de ordem da pessoa, etc) e precisam ser utilizadas para emparelhamento devido ao fato de a PME não reportar um código que permita identificar a mesma pessoa em duas ou mais entrevistas. A inconsistência nestas informações pode causar uma superestimação do verdadeiro desgaste do painel. É justamente para diminuir esse “falso atrito” que se utilizou a metodologia introduzida por Ribas e Soares (2008), que, através de uma hierarquização de critérios de emparelhamento, tenta eliminar ao máximo esse “falso atrito”. O algoritmo de emparelhamento consiste num processo de busca do indivíduo em uma posição anterior na base de dados, seguindo um critério de ordenação crescente em relação ao número da entrevista no domicílio e otimizando essa busca de acordo com as variáveis de identificação deste indivíduo.

É importante entender o esquema de rotação da PME, pois isso foi determinante para a escolha do período analisado (julho de 2011 e 2012). Na pesquisa, um painel corresponde a um conjunto de domicílios que é dividido em oito grupos rotacionais, que correspondem, cada um, a uma remessa de setores entrevistados em uma semana específica do mês, rodando-se dois grupos por mês. Os grupos rotacionais são indicados por uma letra, indicadora do painel, juntamente com um número, que corresponde à remessa. O quadro da figura 1 ilustra esse esquema de rotação, bem como destaca o período selecionado para análise. Lembrando que o evento estudado (desoneração da folha salarial introduzida pela Lei 12.546/2011) aconteceu em dezembro de 2011.

Dado esse esquema, no período analisado (julho de 2011 e 2012), o grupo rotacional Q foi o escolhido para a análise, pois temos os mesmos domicílios, antes e depois do evento (Lei 12.546/2011). Desta forma, o grupo rotacional Q3 aparece na quarta entrevista em julho de 2011 e na oitava em julho de 2012, o grupo rotacional Q4 aparece na terceira entrevista em julho de 2011 e na sétima em julho de 2011, e assim, a mesma lógica se aplica para os grupos Q5 e Q6, com as entrevistas correspondentes, conforme a ilustração da figura 1.

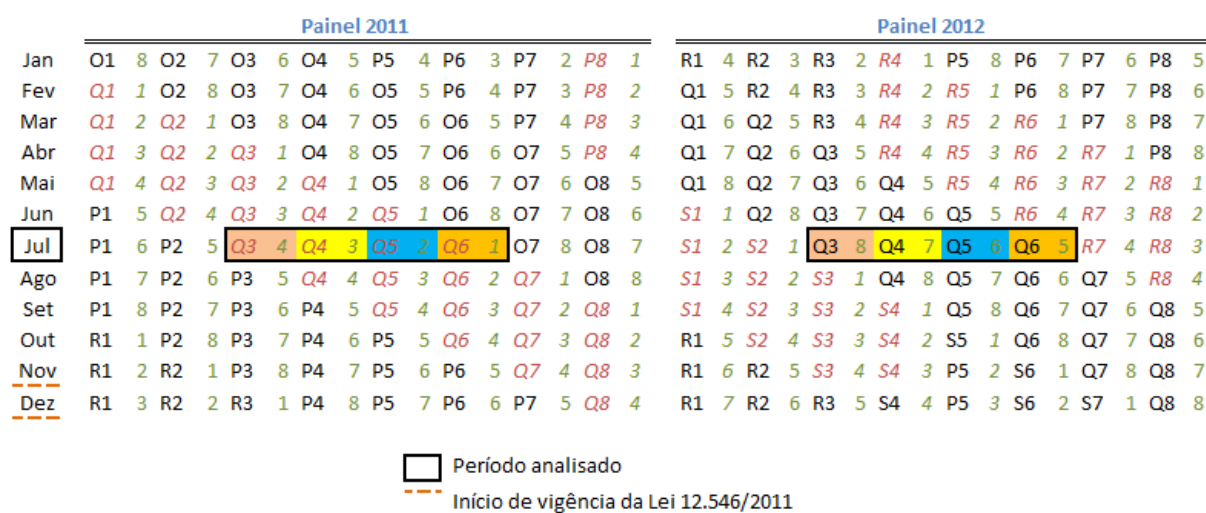


Figura 1: Painel rotativo da PME

4.2 Análise descritiva

Com a Lei 12.546/2011, os setores de Tecnologia de Informação (TI) e Tecnologia de Informação e Comunicação (TIC), Confecções, Couro e Calçados e *Call Centers* tiveram a contribuição patronal para o INSS, de 20% sobre a folha de salários, substituída por uma contribuição sobre o faturamento da empresa, com alíquotas que podem variar de 1% a 2,5% (a depender do setor e do tipo de produto²).

Os setores acima, portanto, correspondem ao grupo de tratamento, sendo que os demais setores fazem parte do grupo de controle. Neste ponto é importante destacar que, em abril de 2012, o governo publicou a Medida Provisória 563/2012, convertida na Lei 12.715/2012, que ampliou o benefício fiscal para mais onze setores: Plásticos, Material elétrico, Bens de capital-Mecânico, Autopeças, Naval, Aéreo, Móveis, Hotéis, *Design houses* (*chips*), Ônibus, Têxtil³. Esses setores foram, portanto, excluídos da amostra trabalhada, pois podiam viesar as estimativas.

Como o início de vigência da Lei 12.546/2011 foi dezembro de 2011, para a modelagem, utilizaram-se apenas os meses de julho de 2011 e julho 2012. Porém, para uma visualização da tendência das variáveis modeladas, analisaram-se os dados da PME desde 2002, mantendo-se apenas o mês de julho para cada um dos anos e os setores modelados.

A figura 2 mostra evolução da formalização no período, percebe-se uma tendência de

²O art. 45 da MP 563, de 3 de abril de 2012, reduziu as alíquotas anteriormente fixadas de 2,5% para 2% e de 1,5% para 1%, e foram adicionadas empresas de segmentos econômicos não contemplados anteriormente. Veja Brasil, 2012a.

³Ver cartilha, elaborada pelo Ministério da Fazenda, disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br/portugues/documentos/2012/cartilhadesoneracao.pdf>> Acesso em: 29 out. 2012.

queda da informalidade para os grupos rotacionais da amostra (apenas os da categoria de empregado presentes em julho de cada ano).

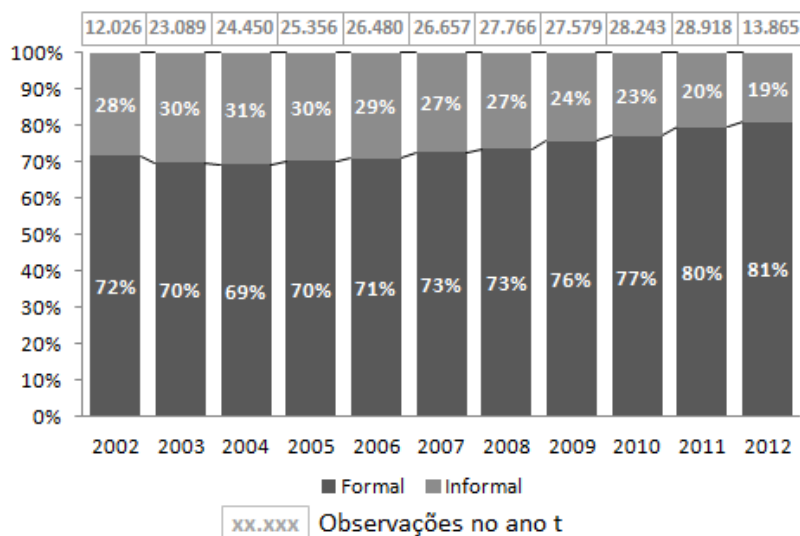


Figura 2: Distribuição emprego formal/informal

Além da visão da distribuição entre setores ao longo do tempo, é interessante observar as transições entre os mesmos. A figura 3 mostra a situação no ano $t + 1$ para o público que trabalhava no setor formal no ano t , na categoria de empregado, aberta por grupos (controle e tratamento). Assim, por exemplo, para o grupo de controle, dos 3.955 indivíduos que se encontravam trabalhando no setor formal em 2009, na categoria de empregados, 95% permaneceram no setor formal em 2010 e 5% migraram para o setor informal em 2010.

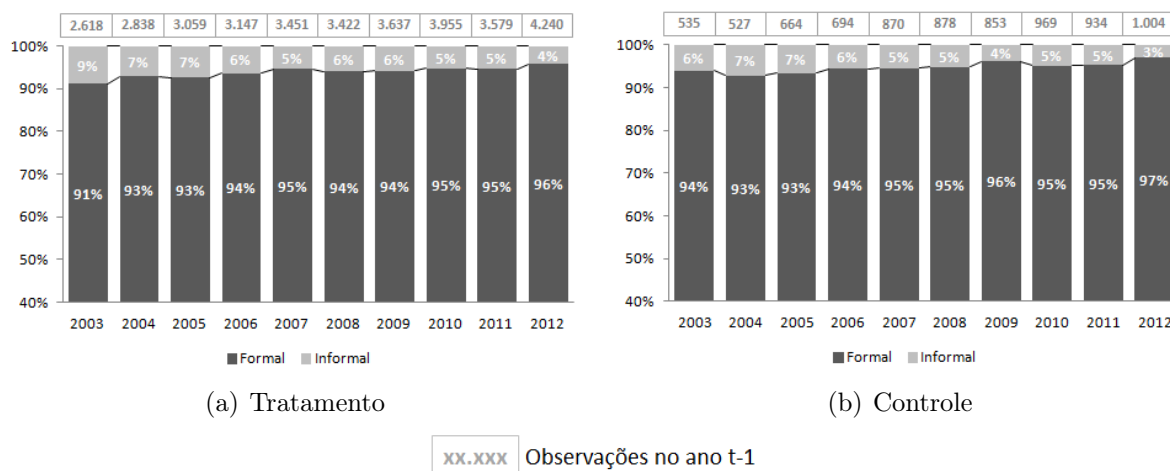


Figura 3: Transições formal/informal entre os grupos

Note que as chances de transição entre formal-informal são muito parecidas entre os dois grupos, sendo que no grupo de controle tem-se uma probabilidade de migração para

uma situação de informalidade sempre maior ou igual ao do grupo de tratamento. Tal diferença parece ter aumentado no último ano da amostra (justamente a transição do ano de interesse, em função do início de vigência da Lei 12.546/2011, ou seja, de 2011 para 2012). Pode-se ter a mesma visão, das transições, para a manutenção ou não no mesmo setor de atividade, conforme mostrado na figura 4. Observa-se um nível de realocação menor no grupo de controle, sendo que a chance de um trabalhador mudar de setor de um ano para o outro, é menor dentro deste grupo, em todos os anos do período analisado.

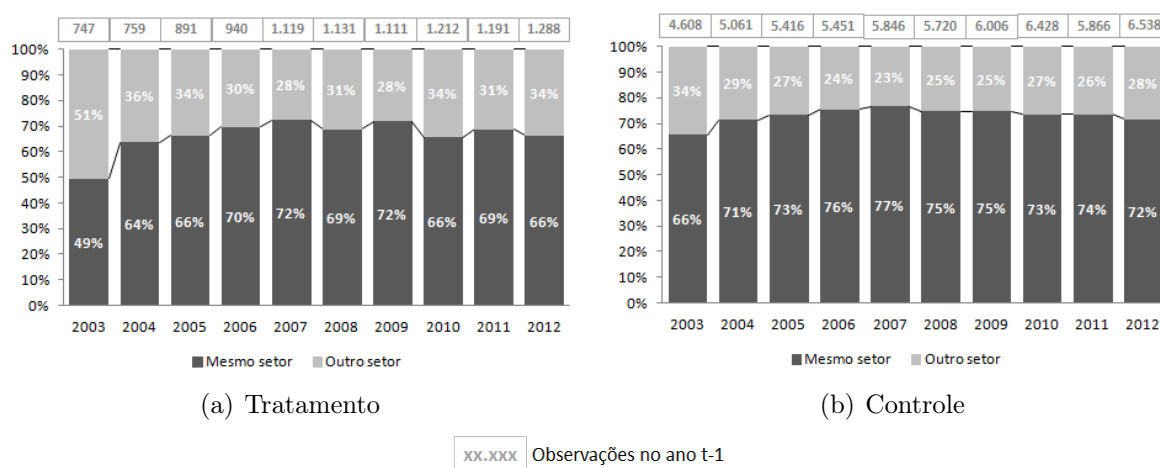


Figura 4: Transições entre setores de atividade econômica

Aparentemente, os grupos não diferem significadamente, na tendência temporal, não havendo inversões, nem mudanças bruscas nestas transições.

Por fim, é interessante analisar as variáveis de controle utilizadas na modelagem, para o período modelado (julho de 2011 e julho de 2012). Primeiramente, evidencia-se o público que fez parte da modelagem. Como citado anteriormente, a análise foi feita apenas para a categoria de empregados. No período modelado, a representatividade deste grupo, dentro da amostra é de 70%, num total de 41.349 observações, conforme figura 5.

Dentro desta categoria, as distribuições por região metropolitana, condição do indivíduo no domicílio e nível educacional, para cada grupo, são mostradas nas figuras 6, 7 e 8, respectivamente. As barras indicam a quantidade de indivíduos em cada domínio das variáveis, as linhas indicam a proporção. Nota-se uma distribuição relativamente parecida entre os grupos (linhas com mesma tendência). Particularmente para a distribuição entre as regiões, nota-se um maior equilíbrio entre Belo Horizonte e São Paulo, como as duas regiões de maior concentração dos indivíduos da amostra, para o grupo de controle. No tratamento as proporções entre essas duas regiões estão mais desequilibradas, com maior representatividade para São Paulo.

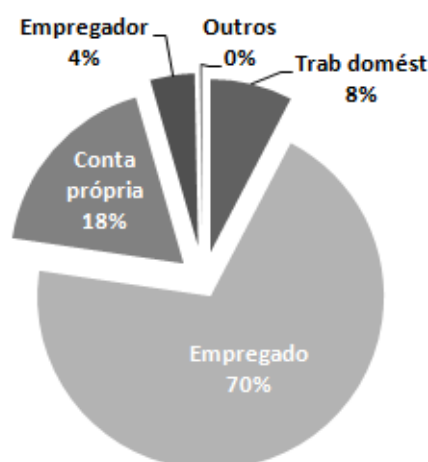


Figura 5: Distribuição das categorias profissionais na amostra

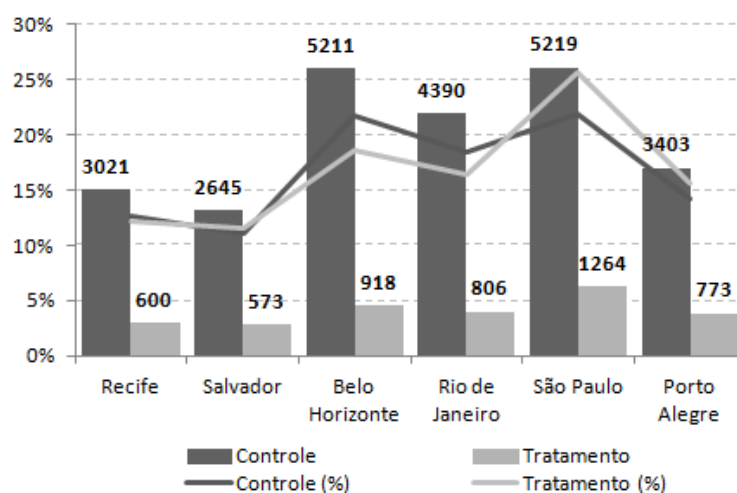


Figura 6: Distribuição entre as regiões metropolitanas (RMs)

A tabela 2 mostra as estatísticas descritivas para as demais variáveis. Novamente, parece que os grupos são similares nestas características.⁴

As descritivas corroboram a hipótese necessária para a metodologia que é a de que os grupos não podem diferir muito entre eles. Elas mostram que, nas características analisadas, os grupos são relativamente homogêneos. As análises das transições também mostrou certa estabilidade temporal nas relações.

⁴Apesar das médias parecidas entre os grupos, os resultados dos testes de média, para a maioria destas variáveis, não dá suporte a hipótese de igualdade das mesmas (ver Anexo A).

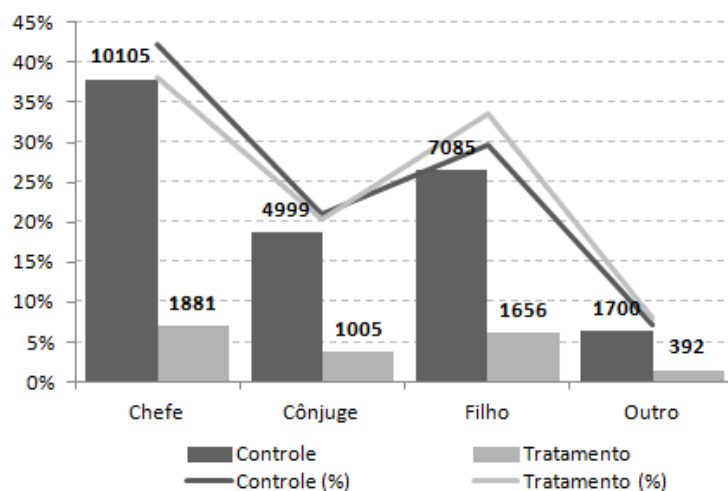


Figura 7: Distribuição da condição no domicílio

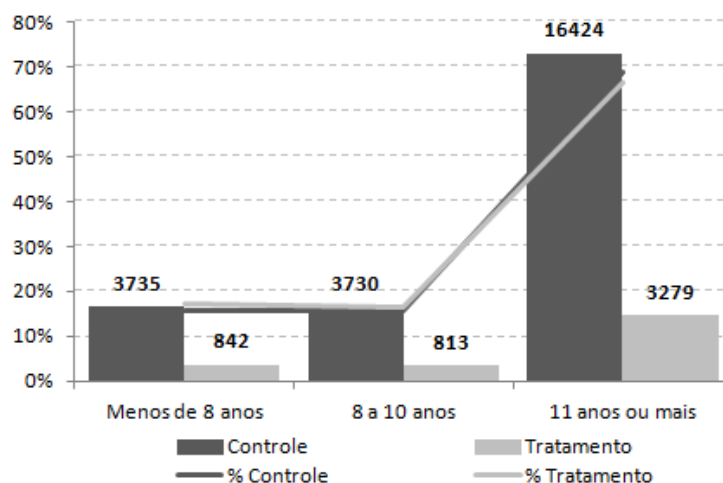


Figura 8: Distribuição do nível educacional

	Obs	Média	Desv. Padrão	Min	Max
Tratamento					
idade	4.934	34,9	11,7	14	81
idade ²	4.934	1.356	903,5	196	6.561
sexo (1 = homem; 0 = mulher)	4.934	0,5	0,5	0	1
cor da pele (1 =branca; 0 =demais)	4.934	0,5	0,5	0	1
total de moradores do domicílio	4.934	3,6	1,6	1	15
Controle					
idade	23.889	36,2	12,2	11	85
idade ²	23.889	1.456	969	121	7.225
sexo (1 = homem; 0 = mulher)	23.889	0,6	0,5	0	1
cor da pele (1 = branca; 0 = demais)	23.889	0,5	0,5	0	1
total de moradores do domicílio	23.889	3,5	1,5	1	19

Fonte: Elaboração própria a partir da PME (IBGE)

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis de controle dos modelos

5 *Resultados*

Para medir o impacto da desoneração na probabilidade de manutenção no setor formal de trabalho e na probabilidade de manutenção no mesmo setor de atividade econômica, estimaram-se três modelos para cada uma das variáveis analisadas: o primeiro para verificar o impacto da medida na variável de resultado (formalidade ou realocação de setores) no ano da mudança (2011 para 2012); o segundo para testar se o resultado do primeiro modelo é diferente de outro ano em que não houve o evento de interesse (quer seja, a desoneração) – regressão esta feita nos dados de 2010 para 2011; e, finalmente, um terceiro modelo, usando o método de diferença-em-diferenças, que identifica formalmente os efeitos.

Neste último modelo, contrastamos os resultados para o grupo afetado em 2011 com o ano anterior, 2010. Conforme seção 3, equação 3.1, os coeficiente reportados aqui são os da interação do ano do evento (2011) com a *dummy* de tratamento. Eles medem, portanto, o impacto diferenciado sobre o grupo de tratamento. Já nos demais modelos os coeficientes são simplesmente os das *dummies* indicadoras de tratamento. Como já destacado, para todos os anos analisados, comparamos julho contra julho, ou seja, partindo de trabalhadores entrevistados em julho de um ano, verificamos a situação dos mesmos em julho do outro ano.

Os modelos resultantes para a formalidade estão expostos na tabela 3 e para o de realocação entre setores de atividade econômica, na tabela 4.

Formal em $t \rightarrow$ Formal (1) ou não (0) em $t + 1$	2011-12	2010-11 (Placebo)	2010-11-12 (DD)
Variáveis independentes	Coefficiente (Desv. Padrão)	Coefficiente (Desv. Padrão)	Coefficiente (Desv. Padrão)
Idade	0,0957*** (0,0378)	0,1798*** (0,0321)	0,1403*** (0,0242)
Idade*Idade	-0,0012** (0,0005)	-0,0021*** (0,0004)	-0,0017*** (0,0003)
Sexo (homem=1)	0,2018 (0,1522)	0,1120 (0,1474)	0,1507 (0,1054)
Cor da pele (branca=1)	-0,0044 (0,1585)	-0,1078 (0,1543)	-0,0526 (0,1103)
Total de moradores	-0,0582 (0,0517)	0,0341 (0,0512)	-0,0113 (0,0365)
Conjugê	-0,1003 (0,2148)	-0,0593 (0,1980)	-0,0831 (0,1451)
Filho	-0,3870* (0,2265)	-0,1262 (0,2126)	-0,2461 (0,1543)
Outro (agregado, etc)	-0,6348** (0,2918)	-0,0317 (0,3367)	-0,3465 (0,2171)
Menos de 8 anos estudo	-0,3932* (0,2078)	-0,6137*** (0,1903)	-0,4997*** (0,1397)
Entre 8 e 10 anos estudo	-0,4613** (0,1861)	-0,5020*** (0,1780)	-0,5329*** (0,1282)
Recife	-0,6710*** (0,2405)	-0,4286* (0,2460)	-0,5544*** (0,1705)
Salvador	-0,2624 (0,3268)	-0,0590 (0,2874)	-0,1300 (0,2154)
Belo Horizonte	-0,1889 (0,2151)	-0,2466 (0,1928)	-0,2200 (0,1430)
Rio de Janeiro	0,2304 (0,2511)	1,0893*** (0,2754)	0,6437*** (0,1829)
Porto Alegre	-0,2926 (0,2412)	0,0638 (0,2116)	-0,1020 (0,1590)
Dummy tratamento (trat)	0,1810 (0,1843)	-0,0215 (0,1641)	-0,0120 (0,1625)
<i>Dummy</i> ano=2011 (d11)			0,3082*** (0,1097)
Dummy de interação (trat* d11)			0,1794 (0,2452)
Constante	2,0220*** (0,7876)	-0,4115 (0,7081)	0,5906 (0,5255)
N	5280	4513	9793
Log likelihood	-851,2344	-892,6941	-1751,5403

*** p<0,01%, ** p<0,05%, * p<0,1%

Tabela 3: Modelos para probabilidade de manutenção no setor formal de trabalho

Setor A em $t \rightarrow$ Setor A (1) ou não (0) em $t + 1$	2011-12	2010-11 (Placebo)	2010-11-12 (DD)
Variáveis independentes	Coeficiente (Desv. Padrão)	Coeficiente (Desv. Padrão)	Coeficiente (Desv. Padrão)
Idade	0,0439*** (0,0147)	0,0095 (0,016)	0,0270** (0,0108)
Idade*Idade	-0,0004** (0,0002)	0,0000 (0,0002)	-0,0002 (0,0001)
Sexo (homem=1)	-0,1841*** (0,0579)	-0,1664*** (0,0638)	-0,1800*** (0,0428)
Cor da pele (branca=1)	0,0523 (0,0593)	0,0236 (0,0658)	0,0412 (0,0440)
Total de moradores	-0,0443** (0,0201)	0,0060 (0,0214)	-0,0193 (0,0146)
Conjugê	-0,1376* (0,0763)	0,2012** (0,0854)	0,0127 (0,0567)
Filho	-0,0228 (0,0836)	-0,0401 (0,0877)	-0,0324 (0,0604)
Outro (agregado, etc)	-0,1320 (0,1222)	0,0209 (0,1437)	-0,0577 (0,0925)
Menos de 8 anos estudo	0,1471* (0,0778)	0,1687** (0,0846)	0,1580*** (0,0572)
Entre 8 e 10 anos estudo	0,0017 (0,0753)	0,0040 (0,0815)	-0,0005 (0,0552)
Recife	-0,1956** (0,0968)	-0,3870*** (0,1110)	-0,2822*** (0,0728)
Salvador	-0,2790** (0,1144)	0,0565 (0,1213)	-0,1164 (0,0828)
Belo Horizonte	-0,1840** (0,0785)	-0,1079 (0,0873)	-0,1474** (0,0583)
Rio de Janeiro	0,2688*** (0,0855)	0,5689*** (0,0948)	0,4066*** (0,0633)
Porto Alegre	-0,1334 (0,0904)	-0,1449 (0,0919)	-0,1440** (0,0643)
<i>Dummy</i> formal	0,2817*** (0,0787)	0,1837** (0,0797)	0,2269*** (0,0558)
<i>Dummy</i> tratamento (trat)	-0,1872*** (0,0664)	-0,0483 (0,0728)	-0,0589 (0,0723)
<i>Dummy</i> ano=2011 (d11)			-0,0810* (0,0441)
<i>Dummy</i> de interação (trat* d11)			-0,1252 (0,0980)
Constante	-0,0973 (0,3036)	0,3234 (0,3329)	0,1620 (0,2250)
N	6668	5950	12618
Log likelihood	-4082,6190	-3512,2001	-7611,4163

*** p<0,01%, ** p<0,05%, * p<0,1%

Tabela 4: Modelos para probabilidade de manutenção no mesmo setor de atividade econômica

A tabela 5 resume os principais resultados dos modelos acima. Constata-se que o impacto medido não é estatisticamente diferente de zero a qualquer nível razoável de significância. Assim, não há evidências de que o grupo afetado pela desoneração tenha sofrido alteração significativa na sua probabilidade de migrar para a informalidade, nem na probabilidade de mudar de setor de atividade econômica. Conclui-se, portanto, que, no período avaliado, a medida adotada pelo governo não teve impacto nas variáveis analisadas.

Situação dos trabalhadores em $t + 1$	2011-12	2010-11 (Placebo)	2010-11-12 (DD)
(1) Manutenção ou não em Formais em $t + 1$			
<i>Dummy</i> : pertence aos setores afetados (tratamento) em 2011	0,1810 (0,1843)	-0,0215 (0,1641)	0,1794 (0,2452)
(2) Manutenção ou não no Mesmo setor em $t + 1$			
<i>Dummy</i> : pertence aos setores afetados (tratamento) em 2011	-0,1872* (0,0664)	-0,0483 (0,0728)	-0,1252 (0,0980)

* Coeficiente significativo a 1%

Tabela 5: Probabilidades de manutenção no setor formal de trabalho e no mesmo setor de atividade econômica

É importante destacar que o trabalho teve algumas limitações que podem ter influenciado os resultados, sendo que a principal se refere a codificação de setores de atividade econômica da base de dados da PME. Na pesquisa é adotado uma versão da Classificação Nacional de Atividades Econômicas denominada CNAE domiciliar¹, cujo nível de agregação dos setores é bastante elevado (dois dígitos). Como destacado, isso pode ter afetado as estimativas, mas ao que tudo indica, a conclusão seria a mesma. Outro fato relevante é o tempo de vigência da medida. Talvez seja cedo para medir impactos, sendo que a medida ainda pode surtir efeito quando olharmos mais adiante.

¹Ver Anexo 5 do IBGE (2007) para maiores detalhes.

6 Conclusão

Como apontado por alguns trabalhos na seção 2, o trabalho aqui apresentado não encontrou evidências de um impacto direto da medida adotada pelo governo no grau de formalização das relações de trabalho, nem sobre o índice de realocação entre os setores de atividade econômica (uma *proxy* de estabilidade no emprego).

O assunto desoneração não é uma questão nova no rol de propostas governamentais. Muitas outras propostas de desoneração já estiveram na mesa de discussão do governo, sendo a modalidade adotada a partir do Plano Brasil Maior (Brasil, 2011c), com a substituição integral da contribuição patronal por alíquotas incidentes sobre o faturamento, a opção escolhida pelo governo federal. Ainda há dúvidas se essa seria a melhor modalidade e mesmo se a desoneração em si poderia ter impactos positivos sobre o mercado de trabalho e sobre a competitividade das empresas. O trabalho aqui realizado não elimina as dúvidas existentes, mas indica que possivelmente essa não seja a melhor forma de dar o estímulo desejado.

Mesmo sem medidas da efetividade da ação, o governo pretende expandir a desoneração para outros setores, além da ampliação já realizada pela MP 563/2012. A ideia é que isso ocorra de forma paulatina, de modo que em algum momento ela seja plena. Tal pretensão, torna ainda mais relevante e urgente estudos de avaliação da medida, pois além da preocupação com as contas da seguridade social, existe receio de aprofudarmos ainda mais o caráter já regressivo da estrutura tributária brasileira. Com essa substituição também fica um pouco mais complexo a análise de sustentabilidade do sistema previdenciário, pois ocorre uma desvinculação do par benefício-contribuição, na medida em que uma parcela cada vez mais relevante do financiamento virá de fora do sistema.

Os resultados aqui encontrados tendem a corroborar a tese de que o crescimento do emprego (apesar de esse não ter sido o foco da análise, por limitações nos dados) e sua formalização está muito atrelado com o comportamento da economia e do mercado de trabalho. Como observado no texto, o país passa por um cenário relativamente positivo no

mercado de trabalho que parece ter mais relação com o crescimento econômico, aumento da disponibilidade de crédito, políticas de complementação de renda, etc do que com medidas governamentais no sentido de redução dos encargos trabalhistas.

Um possível aprofundamento deste trabalho seria avaliar o impacto da medida no nível de emprego (que não foi possível de ser levado a cabo aqui por falta de variabilidade no grupo de tratamento no período analisado) e também o salário médio dos trabalhadores.

7 *Referências Bibliográficas*

- ACEMOGLU, D. Good jobs versus bad jobs. *Journal of Labor Economics*, v. 19, n. 1, 2001.
- AGRESTI, A. *Categorical Data Analysis*. Hoboken: John Wiley & Sons, 2002.
- AMADEO, E. J.; CAMARGO, J. M. Instituições e o mercado de trabalho brasileiro. In: CAMARGO, J. M. (Ed.). *Flexibilidade do mercado de trabalho no Brasil*. Rio de Janeiro: FGV, 1996. p. 47–94.
- ANSILIERO, G. et al. A desoneração da folha de pagamentos e sua relação com a formalidade no mercado de trabalho. *Ipea*, Brasília, jun. 2008. (Texto para Discussão n. 1.341).
- ARBACHE, J. S. Informalidade, encargos trabalhistas e previdência social. In: BRASIL/MPS/SPS (Ed.). *Base de financiamento da previdência social: alternativas e perspectivas*. Brasília: MPS, 2003.
- BARBOSA, E. D.; ANSILIERO, G.; PAIVA, L. H. Financiamento da previdência social: impactos de curto prazo de uma eventual desoneração da folha salarial. *Informe da Previdência Social*, v. 9, n. 9, p. 1–6, set. 2007.
- BARROS, R. The informal labor market in brazil. *Mimeo*, 1993.
- BARROS, R.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no brasil. *Ipea*, jul. 2007. (Texto para Discussão, n. 1288).
- BESLEY, T.; BURGUESS, R. Can labor regulation hinder economic performance? evidence from india. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, p. 91–134, jul. 2004.
- BOERI, T.; GARIBALDI, P. Shadow sorting. In: PISSARIDES, C.; FRENKEL, J. (Ed.). *NBER Macroeconomics Annual*. [S.l.]: MIT Press, 2005.

- BORDONARO, N. G. La seguridad social y el mercado laboral en américa. *Revista Seguridad Social*, n. 240, jan-fev. 2003.
- BOTERO, J. C. et al. The regulation of labor. *Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 4, p. 1339–1382, 2004.
- BOUEV, M. State regulations, job search and wage bargaining: a study in the economics of the informal sector. 2005. (William Davidson Institute Working Paper, n. 764).
- BRASIL. *Cartilha de desoneração do Ministério da Fazenda*. Disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br/portugues/documentos/2012/cartilhadesoneracao.pdf>>. Acesso em: 29 out. 2012.
- BRASIL. *Lei n. 12.543, de 8 de dezembro de 2011*. 2011a. Diário Oficial da República Federativa do Brasil. Brasília, 8 dez. 2011. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2011/Lei/L12543.htm>. Acesso em: 29 out. 2012.
- BRASIL. *Medida Provisória n. 540, de 2 de agosto de 2011*. 2011b. Institui o Regime Especial de Reintegração de Valores Tributários para as Empresas Exportadoras e dá outras providências. Diário Oficial da República Federativa do Brasil. Brasília, 3 de agosto de 2011. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/legislacao/MPs/2011/mp540.htm>>. Acesso em: 29 out. 2012.
- BRASIL. *Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio. Brasil Maior*. 2011c. Brasília: MDIC, 2011. Disponível em: <www.brasilmaior.mdic.gov.br>. Acesso em: 29 out. 2012.
- BRASIL. *Medida Provisória n. 563, de 3 de abril de 2012*. 2012a. Altera a alíquota das contribuições previdenciárias sobre a folha de salários e dá outras providências. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Brasília, DF, 3 abr. 2012. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/Legislacao/MPs/2012/mp563.htm>>. Acesso em: 29 out. 2012.
- BRASIL. *Lei n. 12.715, de 17 de setembro de 2012*. 2012b. Diário Oficial da República Federativa do Brasil. Brasília, 17 set. 2012. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12715.htm>. Acesso em: 22 nov. 2012.
- CARDOSO, J. C. Desestruturação do mercado de trabalho brasileiro e os limites do seu sistema público de emprego. *Ipea*, 2000. (Textos para Discussão, n. 751).

CAVALCANTI, T. V. The effects of government policies on economies with informal markets. *Anais do XXIX Encontro da ANPEC*, 2001.

CRAMER, J. The origins and development of the logit model. Aug. 2003. Extended version of Chapter 9 of *Logit Models from Economics and Other Fields* (Cambridge University Press, 2003).

CUNHA, M. S.; SILVA, R. B. de Menezes da. Mudanças estruturais e institucionais no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha. *A Economia em Revista*, v. 16, n. 2, jul. 2008.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho brasileiro é segmentado? alterações no perfil da informalidade e nos diferenciais de salários nas décadas de 1980 e 1990. *Estudos Econômicos*, v. 36, n. 4, p. 867–899, out-dez. 2006.

DIEESE. Encargos sociais no brasil – conceito, magnitude e reflexos no emprego. *DIEESE*, São Paulo, n. 12, ago. 1997.

DONADON, J. A desoneração da folha de pagamento embutida da reforma fiscal. n. 12, 2004. Mimeografado.

DUNCAN, A.; MEGHIR, C.; BLUNDELL, R. Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica*, v. 66, n. 4, p. 827–861, 1998.

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, São Paulo, v. 26, n. 3, 1996.

FERNANDES, R. Encargos sociais e demanda por trabalho no setor formal da economia. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 2, n. 3, 1998.

FERNANDES, R.; AMAURY, P. G.; NARITA, R. D. T. Estrutura tributária e formalização da economia: simulando diferentes alternativas para o brasil. *ESAF*, v. 2, n. 3, jun. 2004. (Texto para Discussão, n. 4).

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho no brasil: políticas, resultados e desafios. In: CHAHAD, J. P. Z.; FERNANDES, R. (Orgs.). *Impactos dos encargos trabalhistas sobre o setor informal da economia*. 1ª. ed. São Paulo: [s.n.], 2002. v. 1, p. 149–175.

FORTIN, B.; LEMIEUX, T.; FRÉCHETTE, P. The effect of taxes on labor supply in the underground economy. *American Economic Review*, v. 84, n. 1, 1994.

- FORTIN, B.; MARCEAU, N.; SAVARD, L. Taxation, wage controls and the informal sector. *Journal of Public Economics*, v. 66, p. 293–312, 1997.
- FUGAZZA, M.; JACQUES, J.-F. Labor market institutions, taxation and the underground economy. *Journal of Public Economics*, v. 88, n. 1-2, 2004.
- GONZAGA, G.; MENEZES-FILHO, N. A.; CAMARGO, J. M. Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais em 1988. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, n. 3, 2003.
- GRUBER, J. The incidence of payroll taxation: evidence from chile. *NBER*, 1995. (Working Paper, n. 5053).
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. *Applied Logistic Regression*. 2nd. ed. New York: Wiley, 2000. First edition in 1989.
- IBGE. *Questionário da nova PME*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/questionarioPME.pdf>. Acesso em: 29 out. 2012.
- IBGE. *Relatórios metodológicos*. 2ª. ed. Rio de Janeiro, 2007. v. 23. (Pesquisa mensal de emprego - IBGE, Departamento de Emprego e Rendimento).
- KESSELMAN, J. R. *A public finance perspective on payroll taxes*. University of British Columbia, Vancouver: Conference on Labour Market Policy in Canada and Latin America under Economic Integration, 1995.
- KUGLER, A.; KUGLER, M. The labor market effect of payroll taxes in a middle-income country: evidence from colombia. September 2003. (CEPR Discussion Paper, n. 4046).
- LOAYZA, N. A. The economics of informal sector: A simple model and some empirical evidence from latin america. *Carnegie Rochester Series in Public Economics*, v. 45, p. 129–162, 1996.
- MCFADDEN, D. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: ZAREMBKA, P. (Ed.). *Frontiers in econometrics*. New York: Academic Press, 1974. p. 105–142.
- MENEZES-FILHO, N. A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. O diferencial de salários formal-informal: segmentação ou viés de seleção? *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, 2004.

- MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 13, n. 2, p. 151–161, Apr. 1995.
- MINEA, A.; EHRHART, H.; VILLIEU, P. Deficit, seigniorage and the growth laffer curve in developing countries. *CERDI*, 2009. (Working Papers, 200926).
- MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. *Introduction to the Theory of Statistics*. 3rd. ed. Singapore: McGraw-Hill, 1974.
- NERI, M. Direitos trabalhistas, encargos e informalidade. *Conjuntura Econômica*, FGV, set. 2000.
- NERI, M. 40 milhões de trabalhadores sem previdência social. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro: FGV, jun. 2001.
- NERI, M. Cobertura previdenciária: diagnóstico e propostas. *Coleção Previdência Social*, Brasília, MPS, v. 18, 2003.
- NERI, M. Informalidade. *Ensaio Econômicos – EPGE*, Brasília, MPS, n. 635. FGV, dez. 2006.
- NEVES, L.; PAIVA, L. H.; ANTUNES, M. M. Comportamento do pib e geração de empregos no brasil: uma análise para os anos recentes. *Conjuntura Social*, MPS, v. 11, n. 2, . 2000.
- OECD. Oecd - organization for economic co-operation and development. *The OECD jobs study: facts, analysis, strategies*, Paris: OECD, 1994a.
- OECD. Oecd - organization for economic co-operation and development. *The OECD jobs study: evidence and explanations*, Paris: OECD, 1994b.
- PAIVA, L. H.; ANSILIERO, G. A desoneração da contribuição patronal sobre a folha de pagamentos: uma solução à procura de problemas. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, n. 32, p. 9–36, jan-jun. 2009.
- PASTORE, J. *Flexibilização dos mercados de trabalho e contratação coletiva*. São Paulo: Ed. Ltr, 1994.
- PEIXOTO, B. et al. *Avaliação Econômica de Projetos Sociais*. 1ª. ed. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 2012.
- POWERS, D. A.; XIE, Y. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. New York: Academic Press, 2000.

- RAUCH, J. E. Modeling the informal sector formally. *Journal of Development Economics*, v. 35, p. 33–47, 1991.
- RIBAS, R. P.; SOARES, S. S. D. O atrito nas pesquisas longitudinais: o caso da pesquisa mensal de emprego (pme) do ibge. *Ipea*, Rio de Janeiro, ago. 2008. (Texto para Discussão, n. 1347).
- RIBEIRO, J. A. C. et al. Desoneração de folha de pagamentos: breves lembretes e comentários. In: RIBEIRO, A. C.; LUCHEZI, J. A.; MENDONÇA, S. E. A. (Orgs.). *Progressividade da tributação e desoneração da folha de pagamentos: elementos para reflexão*. Brasília: Ipea; SINDIFISCO; DIEESE, 2011. cap. 6, p. 105–120.
- SANTOS, A. Encargos sociais e custo do trabalho no brasil. In: OLIVEIRA, C. A. B. de; MATTOSO, J. E. (Orgs.). *Crise e Trabalho no Brasil. Modernidade ou volta ao passado?* São Paulo: Scritta, 1996.
- SILVEIRA, F. G. *Tributação, previdência e assistência sociais e políticas públicas: impactos distributivos*. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) — Universidade Estadual de Campinas, Campinas, São Paulo, 2008.
- SOARES, F. V. Some stylized facts of the informal sector in brazil in the 1980's and 1990's. *Ipea*, 2004. (Texto para Discussão, n. 1020).
- SUMMERS, L. H. Some simple economics of mandated benefits. *American Economic Review*, v. 79, p. 177–183, 1989.
- ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 4, 2006.
- ULYSSEA, G. Instituições e a informalidade no mercado de trabalho. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 38, n. 3, p. 525–556, jun-set. 2008.
- ULYSSEA, G.; REIS, M. C. Imposto sobre trabalho e seu impacto nos setores formal e informal. *Ipea*, Rio de Janeiro, set. 2006. Textos para Discussão, n. 1218.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis Of Cross Section And Panel Data. 2nd*. Cambridge: The MIT Press, 2010.
- ZANGHELINI, N.; BRAGA-JÚNIOR, F. R.; DUARTE, M. M. *Desoneração da folha de pagamentos: oportunidade ou ameaça?* Brasília: Associação Nacional dos Auditores-Fiscais da Receita Federal do Brasil, 2012.

ANEXO A – Testes estatísticos

Variable	Obs	W	V	Z	Prob>z
idade	23562	0.969	317.029	16	0
sexo	23562	1.000	0.047	-8	1
Condição domicilio	23562	0.995	55.823	11	0
Nivel Educ	23558	0.989	110.994	13	0
cor da pele	23562	0.973	280.369	15	0
Total de moradores	23562	0.963	374.561	16	0
RM	23562	0.937	648.494	18	0

Figura 9: Teste de Normalidade - *Shapiro Wilk*

Variance ratio test

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	19754	0.565	0.004	0.496	0.558	0.572
1	3808	0.525	0.008	0.499	0.509	0.541
combined	23562	0.559	0.003	0.497	0.553	0.565

ratio = sd(0)/sd(1) f = 0.9851
H0: ratio = 1 degrees of freedom = 19753, 3807

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.2726 2*Pr(F < f) = 0.5452 Pr(F > f) = 0.7274

Figura 10: Teste de igualdade de variância para a variável indicadora de sexo

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	19754	0.565	0.004	0.496	0.558	0.572
1	3808	0.525	0.008	0.499	0.509	0.541
combined	23562	0.559	0.003	0.497	0.553	0.565
diff		0.040	0.009		0.023	0.058

diff = mean(0) - mean(1) t = 4.6058
H0: diff = 0 degrees of freedom = 23560

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 1 Pr(|T| > |t|) = 0 Pr(T > t) = 0

Figura 11: Teste de igualdade de média para a variável indicadora de sexo

Idade			
tratamento	obs	rank sum	expected
0	19754	2.35E+08	2.33E+08
1	3808	42434503	44863952
combined	23562	2.78E+08	2.78E+08

unadjusted variance	1.48E+11	z = 6.323
adjustment for ties	-9E+07	Prob > z = 0.0000
adjusted variance	1.476e+11	

Condição domicílio			
tratamento	obs	rank sum	expected
0	19754	2.31E+08	2.33E+08
1	3808	46958741	44863952
combined	23562	2.78E+08	2.78E+08

unadjusted variance	1.48E+11	z = -5.785
adjustment for ties	-1.66E+10	Prob > z = 0.0000
adjusted variance	1.311e+11	

Nível Educ			
tratamento	obs	rank sum	expected
0	19750	2.33E+08	2.33E+08
1	3808	44337787	44856336
combined	23558	2.78E+08	2.78E+08

unadjusted variance	1.48E+11	z = 1.643
adjustment for ties	-4.80E+10	Prob > z = 0.1004
adjusted variance	9.964e+10	

Cor da pele			
tratamento	obs	rank sum	expected
0	19754	2.33E+08	2.33E+08
1	3808	44889780	44863952
combined	23562	2.78E+08	2.776e+08

unadjusted variance	1.48E+11	z = -0.074
adjustment for ties	2.75E+10	Prob > z = 0.9406
adjusted variance	1.202e+11	

Total de moradores			
tratamento	obs	rank sum	expected
0	19754	2.32E+08	2.33E+08
1	3808	45969406	44863952
combined	23562	2.78E+08	2.776e+08

unadjusted variance	1.48E+11	z = -2.954
adjustment for ties	-7.62E+09	Prob > z = 0.0031
adjusted variance	1.401e+11	

RM			
tratamento	obs	rank sum	expected
0	19754	2.31E+08	2.33E+08
1	3808	46436920	44863952
combined	23562	2.78E+08	2.776e+08

unadjusted variance	1.48E+11	z = -4.164
adjustment for ties	-5.03E+09	Prob > z = 0.0000
adjusted variance	1.427e+11	

Figura 12: Teste de igualdade de média para as demais variáveis - *Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney)*