

Economic Analysis of Law Review

O Impacto do Programa Microempreendedor Individual no Mercado de Trabalho Brasileiro

The Impact of the Individual Microentrepreneur Program on the Brazilian Labor Market

Regis Augusto Ely¹
Universidade Federal de Pelotas (UFPel)

Daniel de Abreu Pereira Uhr²
Universidade Federal de Pelotas (UFPel)

Júlia Gallego Ziero Uhr³
Universidade Federal de Pelotas (UFPel)

RESUMO

O objetivo deste artigo é avaliar o impacto da legislação do Microempreendedor Individual (MEI) sobre as seguintes dimensões do mercado de trabalho e da atividade empreendedora brasileira: (i) probabilidade de demandar crédito, (ii) probabilidade de obter aprovação do crédito, (iii) probabilidade de ter mais de um emprego, (iv) jornada no trabalho principal e em todos os trabalhos, e (v) produtividade dos trabalhadores. Adicionalmente, é investigada a existência de efeitos heterogêneos e regionais do programa através da análise de subamostras baseadas no sexo dos indivíduos e nas regiões do país em que os indivíduos se encontram. Para isso utiliza-se dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2014 e aplica-se três diferentes métodos de estimação para amostra complexas: mínimos quadrados ordinários, Propensity Score Weighting e Propensity Score Matching. Os resultados indicam que o programa MEI aumentou a probabilidade de demandar crédito em cerca de 10 pontos percentuais, bem como a jornada de trabalho e produtividade dos homens em 10% e das mulheres em quase 30%. Os efeitos são mais intensificados nas regiões Centro-oeste, Norte e Nordeste.

Palavras-chave: Economia do Trabalho, Empreendedorismo, Informalidade.

JEL: K23

ABSTRACT

This article evaluates the impact of a legislation called Microempreendedor Individual (MEI) on the following dimensions of the Brazilian labor market and entrepreneurial activity: (i) probability of credit demand, (ii) probability of credit approval, (iii) probability of having more than one job, (iv) hours of work in the main job and in all jobs, and (v) productivity of work. In addition, we investigate the existence of heterogeneous and regional effects of the program through the analysis of sub-samples based on the sex of the individuals and the regions of the country. For this purpose we use data from Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) for the year 2014 and we apply three different estimation methods for complex surveys: ordinary least squares, Propensity Score Weighting and Propensity Score Matching. The results indicate that MEI program increases the probability of demanding credit by around 10 percentage points, as well as the hours of work and productivity of men by 10% and women by almost 30%. The effects are most intensified in the Midwest, North and Northeast regions.

Keywords: Labor economics, Entrepreneurship, Informality.

R: 10/07/18 **A:** 17/06/19 **P:** 31/08/19

¹ E-mail: regisaely@gmail.com

² E-mail: danieluhr@gmail.com

³ E-mail: zierouhr@gmail.com

1. Introdução

Nas últimas décadas, diversas leis foram criadas tanto para simplificar o aparato institucional que regula o mercado de trabalho quanto para trazer para formalidade trabalhadores informais a fim de aumentar a produtividade e os rendimentos destes. Tem-se, por exemplo, a Lei das Microempresas e das Empresas de Pequeno Porte (Lei n. 9.317 de dezembro de 1996), e a Lei que versa sobre o contrato de trabalho por prazo determinado (Lei n. 9.601 de janeiro de 1998). Seguindo esta ideia de modernização institucional, desburocratização e de formalização dos trabalhadores informais, o ordenamento jurídico foi aprimorado pela Lei Complementar nº 128, de dezembro de 2008, a qual instituiu a figura do Microempreendedor Individual (MEI).

Para avaliar se houve aumento da produtividade e dos rendimentos dos indivíduos devido ao novo aparato legal, faz-se necessário analisar empiricamente a efetividade deste programa. Cabe destacar que a análise do impacto do programa MEI se relaciona com a literatura sobre os efeitos da informalidade no mercado de trabalho e de políticas que visam incentivar a atividade empreendedora. Alguns trabalhos como Boeri e Garibaldi (2005), Albrecht et al. (2009) e Zenou (2008), analisaram o papel das políticas sobre a composição e o tamanho do setor informal, bem como o desemprego. Já Corseuil et al. (2014) analisaram a evolução temporal no microempreendedorismo e na formalização de empreendedores individuais após a implementação do programa MEI. Entretanto, pouco se sabe sobre os efeitos do programa MEI em outras esferas relativas ao mercado de trabalho, como a jornada dos trabalhadores, a produtividade e o acesso a linhas de crédito para financiamento de suas atividades.

O objetivo deste artigo é avaliar o impacto do programa Microempreendedor Individual (MEI) sobre as seguintes dimensões do mercado de trabalho e da atividade empreendedora: (i) probabilidade de demandar crédito, (ii) probabilidade de obter aprovação do crédito, (iii) probabilidade de ter mais de um emprego, (iv) jornada no trabalho principal e em todos os trabalhos, e (v) produtividade dos trabalhadores. Adicionalmente, também será investigada a existência de efeitos heterogêneos e regionais do programa através da análise de subamostras baseadas no sexo dos indivíduos e nas regiões do país em que os indivíduos se encontram.

Para alcançar tais objetivos, utiliza-se a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014. Esta base de dados possui um suplemento que possibilita a identificação dos inscritos no programa MEI. Como a base de dados da PNAD apresenta um desenho amostral complexo, deve-se utilizar técnicas de identificação que consideram tal característica. Também deve-se levar em conta um possível viés de seleção, uma vez que os indivíduos que optam pelo MEI não são aleatorizados. Assim, utilizaremos técnicas de escore de propensão aplicadas a amostras complexas, de modo a evitar um possível viés de seleção devido à falta de aleatorização no cadastro do programa. Também são utilizadas análises de sensibilidade para viés de variáveis não observadas entre outras técnicas de robustez para aumentar a confiabilidade das estimativas.

Os resultados demonstram que o programa MEI aumenta a probabilidade de homens e mulheres demandarem crédito para seus negócios em cerca de 10 pontos percentuais, enquanto que a jornada de trabalho e a produtividade aumentam em cerca de 10% para homens e quase 30% para mulheres. Não foram identificados efeitos significativos na probabilidade dos indivíduos terem mais de um emprego, entretanto, alguns efeitos regionais foram significativos, uma vez que as regiões do Centro-Oeste, Nordeste e Norte apresentaram impactos consideravelmente maiores na probabilidade de demandar crédito, na jornada de trabalho e na produtividade. Estes resultados, além de trazer novas evidências para a literatura, são importantes para entender como o programa altera a estrutura de incentivos dos indivíduos e seus impactos na produtividade e crescimento

econômico, sendo essencial para aprimorar o arranjo de políticas públicas de modo a manter o equilíbrio fiscal.

Além desta introdução, a próxima seção apresenta o programa Microempreendedor Individual (MEI), os aspectos econômicos relacionados e a literatura especializada. A seção três descreve a base de dados e as variáveis a serem utilizadas para a análise empírica. A seção quatro apresenta a estratégia de identificação do impacto do programa e os modelos econométricos estimados. Na seção cinco são apresentados os resultados e discutidos os impactos do programa. E por fim, na seção seis, são realizadas as considerações finais do trabalho.

2. O Programa Microempreendedor Individual

No Brasil, o governo federal, a fim de auxiliar os pequenos empreendedores a formalizarem suas atividades e com isso aumentar a base de arrecadação, lançou o programa Microempreendedor Individual (MEI). O programa foi regulamentado através da Lei Complementar⁴ nº 128, de 19/12/2008, a qual criou condições especiais para que o trabalhador informal conta própria pudesse tornar-se um Microempreendedor Individual legalizado mediante algumas condicionalidades. Isto é, para se tornar um MEI, o empreendedor informal deve atender aos seguintes critérios: i) faturamento de no máximo R\$ 60.000,00 ao ano; ii) não ser sócio ou titular de outra empresa; iii) ter somente um empregado que receba salário mínimo ou o piso da categoria; iv) ter apenas um estabelecimento comercial.

Uma vez cadastrado, o MEI adquire um número no Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) e está, automaticamente, enquadrado no Simples Nacional⁵, que é um regime tributário diferenciado e simplificado. Assim, o MEI passa a ser isento de tributos federais, contribuindo com 5% do salário mínimo para a previdência social (INSS), R\$ 5,00 para o município (ISS), quando a atividade for de serviço, e R\$ 1,00 para o estado (ICMS), se tiver produtos comercializados. O total da contribuição é reajustado anualmente de acordo com o salário mínimo.

Em termos econômicos, e assistência a autônomos e a pequenos empresários concedido pela legislação pode contribuir para a elevação da probabilidade de formalização na economia, o que é desejável, uma vez que empresas formais tem maior facilidade para acesso à crédito, emissão de nota fiscal, bem como seus funcionários passam a integrar o sistema de seguridade social, entre diversos outros benefícios (CORSEUIL et al. 2014). Outro aspecto importante, é que o suporte pode aumentar o grau de especialização do trabalho, ao permitir que o indivíduo se dedique à apenas uma atividade, e a busca por crédito para a melhoria e ampliação de sua prestação de serviços. Esses elementos, combinados, podem ter efeitos positivos sobre a produtividade e, consequentemente, sobre a remuneração e a jornada de trabalho. Além dos efeitos diretos sobre a produtividade e rendimentos, também são apontados os benefícios sociais advindos da inclusão de indivíduos em atividades produtivas (BOOTH e SNOWER, 1996; BETCHERMAN et al., 2000).

Em termos financeiros, a política do MEI reduz os custos tanto de tornar o negócio formal, mediante a obtenção de CNPJ, quanto em termos de contribuição previdenciária. Já em termos econômicos, o incentivo aos microempreendedores a se formalizarem em ambas as dimensões possibilita a expansão do empreendimento, o que, em tese, repercute na geração de empregos formais, no aumento da produtividade, no crescimento econômico, e também no aumento do potencial de arrecadação tributária. Cabe destacar que, além disso, a obtenção de CNPJ facilita a

⁴ http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LCP/Lcp128.htm

⁵ A regulamentação do Simples Nacional (também conhecido como “Super Simples”) está contida na Lei Complementar nº 123/2006, em: <http://www.portaltributario.com.br/guia/simplesnacional.html>

abertura de conta bancária, o que pode gerar aumento da demanda e da aprovação de empréstimos no setor financeiro. Já a contribuição possibilita o MEI a ter acesso a benefícios como auxílio maternidade, auxílio doença, aposentadoria, entre outros.

Segundo Ulyssea (2010), a redução dos custos de entrada em um setor pode reduzir significativamente a informalidade e melhorar a performance no mercado de trabalho. Como os mesmos efeitos não são sentidos quando se tenta mitigar a informalidade através da coerção, os governos deveriam focar em políticas que reduzem o custo da formalidade ao invés de políticas que aumentem o custo da informalidade. Entretanto, os efeitos de mudanças institucionais e regulatórias não são sempre positivos, uma vez que podem trazer consigo mudanças na estrutura de incentivos e gerar distorções que causam efeitos adversos (GONZAGA et al., 2003).

Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015, mostram que há ao todo cerca de 22 milhões de trabalhadores conta própria no Brasil, tanto formais quanto informais. O programa MEI atinge mais de 7 milhões de inscritos em todo o país, sendo cerca de 53% homens e 47% mulheres. O crescimento anual do número de inscritos passa dos 20%, sendo que as profissões que mais lideram a adesão ao programa são varejistas de artigos de vestuário e acessórios (662 mil), cabelereiros, manicures e pedicures (557 mil), pedreiros (307 mil), restaurantes e similares (208 mil) e minimercados e mercearias (177 mil).

Apesar da alta adesão ao programa MEI, a inadimplência é um problema crescente. A taxa média de pagamentos não realizados em dia foi de 53,5% em 2015, segundo dados da Federação Nacional das Empresas de Serviços Contábeis e das Empresas de Assessoramento, Perícias, Informações e Pesquisas (FENACON). Dois fatores contribuem para a inadimplência: i) a falta de informação a respeito da necessidade de pagamento; ii) a continuidade dos benefícios mesmo com pagamentos em atraso.

Outro problema associado ao programa MEI está na inclusão indevida de beneficiários, uma vez que muitas pessoas que não atuam como empreendedores acabam se inscrevendo para ter acesso à Previdência. Uma possível solução para estas dificuldades passa por um maior controle no acesso ao cadastro e a implementação de mecanismos capazes de evitar a inadimplência nos pagamentos, como a suspensão do direito de emissão de nota fiscal para quem tem pagamentos pendentes.

Logo, considerando os efeitos positivos e negativos que o programa pode ter tanto no mercado de trabalho como no orçamento do governo, faz-se necessária uma avaliação adequada do impacto do programa MEI na economia brasileira através de métodos econométricos que possibilitem a identificação adequada destes efeitos. Esta é a principal justificativa deste artigo, delineada nas próximas seções.

3. Dados

Para avaliar o impacto do programa MEI no mercado de trabalho brasileiro foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014. A PNAD é uma pesquisa anual de corte transversal representativa da população brasileira, que adota um plano amostral complexo, com estratificação e conglomerados. Esta pesquisa é disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e contém aspectos demográficos e características socioeconômicas dos membros dos domicílios entrevistados.

No ano de 2014, a PNAD incluiu um suplemento sobre programas de inclusão produtiva, com perguntas que possibilitam identificar indivíduos que participaram de programas como o MEI, o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), ou então que receberam assistência técnica na produção através do Sistema S (SEBRAE, SENAI, SENAC, etc.).

A pergunta que identifica os indivíduos cadastrados no programa MEI foi feita para trabalhadores conta própria ou empregadores com até cinco empregados permanentes, vinculados a atividades não agrícolas ou nos serviços auxiliares da atividade agrícola. Estes indivíduos são caracterizados como microempreendedores individuais, os quais compõem a população de interesse deste estudo. Logo, através desta pergunta, a PNAD possibilita a avaliação dos efeitos do programa MEI no mercado de trabalho brasileiro. A Tabela 1 apresenta as proporções de microempreendedores individuais beneficiários ou não do programa na amostra da PNAD de 2014, considerando o sexo e as regiões de residência dos indivíduos.

Tabela 1. Proporções de Microempreendedores Individuais na amostra

	MEI	Não MEI	Total	Percentual
Homem	1852	18205	20057	0.0923
Mulher	1326	10139	11465	0.1157
Norte	278	5010	5288	0.0526
Nordeste	662	8153	8815	0.0751
Centro-oeste	421	2986	3407	0.1236
Sudeste	1098	8365	9463	0.1160
Sul	719	3830	4549	0.1581

Pode-se ver que dos homens que são trabalhadores conta própria ou empregadores com até cinco empregados permanentes, 9,23% optaram pelo MEI, enquanto que este percentual aumenta para 11,57% no caso das mulheres. As regiões que mais tem indivíduos que optaram pelo MEI são as regiões do Sul, Centro-oeste e Sudeste, com 15,81%, 12,36% e 11,60% do total de microempreendedores, respectivamente. Já o Norte e o Nordeste apresentam apenas 7,51% e 5,26% de participação. A Tabela 1 também mostra que ao todo temos 31.522 indivíduos microempreendedores individuais, considerando a soma total de homens e mulheres na amostra. Destes indivíduos, 3.178, ou cerca de 10% participam do programa MEI.

4. Métodos econométricos

A mensuração do impacto causal do programa MEI sobre as variáveis de interesse só é possível com a correta identificação do modelo econométrico, de modo a eliminar a existência de um possível viés de seleção por parte dos indivíduos cadastrados no programa. A dificuldade na estimação deste efeito causal está relacionada ao clássico problema de inferência causal discutido por Holland (1986), devido ao fato de não observarmos o cenário contrafactual.

Para lidar com o problema de seleção, utiliza-se a estimação do escore de propensão, que é a probabilidade de tratamento condicional às características observadas na amostra. Este método permite replicar características particulares de estudos randomizados em estudos observacionais. A

distribuição das covariadas observadas, condicional ao escore de propensão, será similar entre os indivíduos que participaram do programa e os que não participaram. Assim, o único fator que diferencia estes indivíduos é a participação no programa, sendo que as médias de todas as covariadas são semelhantes para estes dois grupos.

Como a PNAD é uma pesquisa com desenho amostral complexo, utiliza-se métodos de escore de propensão aplicados a amostras complexas. Essa característica da amostra precisa ser levada em consideração ao se realizar as estimativas, caso contrário, conforme Ridgeway *et al.* (2015) ressaltam, os resultados obtidos não podem ser usados para extrapolar os efeitos capturados para o conjunto populacional, limitando consideravelmente a mensuração do impacto do programa.

Recentemente alguns autores elaboraram estudos de monte carlo com o intuito de investigar o viés de diversos métodos de estimação do escore de propensão em amostras complexas. De acordo com DuGoff *et al.* (2014), combinar os pesos do escore de propensão com os pesos da amostra complexa é necessário para alcançar o menor viés na estimação do efeito de tratamento. Em seu estudo, eles realizaram simulações de monte carlo onde o mínimo viés absoluto foi obtido ao estimar o escore de propensão ponderado utilizando a multiplicação entre os pesos do escore de propensão e os pesos da amostra complexa. Austin *et al.* (2016) criticaram a limitação da simulação de monte carlo de DuGoff *et al.* (2014) e criaram uma amostra complexa mais detalhada. Através das simulações, os autores recomendaram o uso dos pesos amostrais complexos nas regressões após o pareamento da amostra pelo método de *nearest neighbour*.

Neste estudo pretende-se estimar três tipos de modelos econométricos distintos para cada variável dependente e cada subamostra utilizada. O primeiro modelo é uma regressão linear ponderada pelos pesos amostrais complexos. O segundo modelo é o escore de propensão ponderado, em que estimamos uma regressão linear ponderada utilizando como pesos a multiplicação entre os pesos da regressão logística do escore de propensão e os pesos da amostra complexa. Este método se baseia nas recomendações de DuGoff *et al.* (2014). O terceiro modelo é o pareamento por escore de propensão, em que primeiro pareamos as observações tratadas através do algoritmo de *nearest neighbour* e então estimamos uma regressão linear ponderada com os pesos da amostra complexa nas observações pareadas. Este método é baseado nas recomendações de Austin *et al.* (2016).

Assim, os modelos econométricos estimados terão a seguinte especificação:

$$Y_i = \alpha + \gamma T_i + \beta X_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

onde Y_i corresponde às variáveis dependentes utilizadas neste estudo; T_i se refere à variável de tratamento, que corresponde a uma dummy igual a um caso o indivíduo participou do programa MEI e zero caso contrário; e X_i são as covariadas utilizadas nas regressões. Para cada uma das variáveis dependentes e das subamostras baseadas no gênero e na região serão estimados os três modelos descritos no parágrafo anterior.

As covariadas (características observáveis) escolhidas para a estimação do escore de propensão são variáveis de controle para características individuais (idade, sexo, cor, educação, estado civil e setor de atividade), para características do domicílio (número de pessoas no domicílio, número de famílias no domicílio, número de filhos no domicílio e condição do indivíduo no domicílio) e para características demográficas (dummies para área urbana ou rural e para as diferentes unidades da federação). As variáveis sexo, cor, estado civil, condição do indivíduo no domicílio e zona demográfica são construídas como dummies assumindo valor igual a um (quando os indivíduos são homens, brancos ou amarelos, possuem cônjuge, são chefes de família e moram em domicílios em área urbana, respectivamente) e zero (caso contrário). A educação é medida em

anos de estudo, a idade é mensurada em anos dos indivíduos, o setor de atividade e a Unidade da Federação correspondem a uma série de variáveis dummies para cada caso.

Na literatura nacional de avaliação de políticas públicas, estudos realizados com base em pesquisas como as PNAD's, os Censos Populacionais, a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), entre outras, recorrem com frequência ao escore de propensão. São exemplos os trabalhos de Camelo et al. (2009), Araújo et al. (2010), Ferro et al. (2010), Signorini e Queiroz (2011), De Araújo et al. (2014), De Brauw et al. (2015a), Almeida et al. (2016) e Coelho e Melo (2017). A hipótese que se faz para a identificação de impactos com técnicas de escore de propensão é a de que toda seleção para participação no programa é baseada em fatores observáveis. Portanto, quando controladas, diferenças existentes são possivelmente reflexos causais da intervenção de interesse. Entretanto, é possível que existam fatores não-observáveis que determinem a participação no programa.

Há viés de variáveis não observadas quando os pares dos grupos tratado e controle são comparáveis baseado em características observáveis, mas diferem na probabilidade de receberem tratamento. Para checar a sensibilidade dos resultados a fatores não-observáveis será realizada a análise de sensibilidade baseada nos limites de Rosenbaum (ROSENBAUM, 2002), que foca no viés de variáveis não observadas e na violação da hipótese de aleatoriedade do tratamento depois do pareamento através do escore de propensão. A análise de sensibilidade de Rosenbaum se baseia no parâmetro Γ , que mede o grau de distanciamento da aleatoriedade no tratamento. Dois indivíduos com as mesmas características observáveis podem diferir na probabilidade de receber tratamento por um fator Γ . Os resultados possuem alta sensibilidade a viés de variável omitida se, ao aumentar levemente o valor de Γ , as conclusões sobre o efeito do tratamento mudam significativamente. Analogamente, se as conclusões sobre o efeito do tratamento são invariáveis a grandes aumentos no valor de Γ , então os resultados não são sensíveis a viés de variável não observada.

Para inferir sobre o efeito do tratamento ao aumentar o valor de Γ , será utilizado, para variáveis contínuas, o teste de classificação de sinais de Wilcoxon, um teste de hipótese não-paramétrico utilizado para checar se a diferença entre a variável dependente dos grupos tratado e controle é significativa depois do pareamento. Para variáveis binárias, será utilizado o teste de McNemar, comumente empregado para checar se a diferença de uma variável dicotômica entre dois grupos é significativa. Para todas as variáveis dependentes, são calculados os limites inferiores e superiores para o p-valor destes testes quando é alterada a probabilidade de receber tratamento, Γ . Assim, pode-se verificar como as conclusões obtidas neste estudo mudam na presença de viés por variáveis omitidas, dando mais robustez aos resultados encontrados através das estimações dos três modelos discutidos nos parágrafos anteriores.

5. Resultados

A Tabela 2 apresenta o impacto do programa MEI para a amostra completa de microempreendedores e para as subdivisões por sexo. Em cada amostra são estimados três modelos diferentes, conforme apresentados na seção anterior (MQO, PSW e PSM), todos considerando os pesos amostrais complexos da PNAD. As linhas horizontais dessa tabela dividem as diferentes variáveis dependentes utilizadas, ou seja, cada coeficiente desta tabela se refere a uma regressão diferente. As covariadas são omitidas por consideração de espaço, embora o balanço das covariadas no primeiro estágio do modelo de pareamento por escore de propensão (PSM) sejam apresentados na Tabela 3.

Tabela 2. Impacto do Programa Microempreendedor Individual

Variável Dependente:	Total			Homem			Mulher		
	MQO (1)	PSW (2)	PSM (3)	MQO (4)	PSW (5)	PSM (6)	MQO (7)	PSW (8)	PSM (9)
Prob. demandar crédito	0.107*** (0.007)	0.103*** (0.010)	0.107*** (0.008)	0.099*** (0.009)	0.094*** (0.012)	0.097*** (0.010)	0.119*** (0.011)	0.119*** (0.015)	0.123*** (0.012)
<i>N</i>	31,522	31,522	6,356	20,057	20,057	3,704	11,465	11,465	2,652
Prob. aprovação de crédito	-0.010 (0.021)	-0.008 (0.024)	-0.014 (0.022)	-0.025 (0.030)	-0.010 (0.032)	-0.018 (0.031)	0.004 (0.026)	0.003 (0.030)	-0.002 (0.028)
<i>N</i>	1,219	1,219	962	665	665	518	554	554	444
Prob. mais de um emprego	0.004 (0.005)	-0.001 (0.006)	0.002 (0.005)	0.008 (0.006)	0.002 (0.008)	0.008 (0.007)	-0.003 (0.007)	-0.007 (0.008)	-0.007 (0.009)
<i>N</i>	31,522	31,522	6,356	20,057	20,057	3,704	11,465	11,465	2,652
Jornada principal	0.188*** (0.010)	0.173*** (0.012)	0.192*** (0.014)	0.123*** (0.010)	0.104*** (0.012)	0.118*** (0.014)	0.284*** (0.018)	0.258*** (0.021)	0.272*** (0.023)
<i>N</i>	31,522	31,522	6,356	20,057	20,057	3,704	11,465	11,465	2,652
Jornada de todos trabalhos	0.186*** (0.010)	0.168*** (0.012)	0.189*** (0.013)	0.125*** (0.010)	0.101*** (0.011)	0.119*** (0.013)	0.277*** (0.018)	0.249*** (0.021)	0.263*** (0.023)
<i>N</i>	31,522	31,522	6,356	20,057	20,057	3,704	11,465	11,465	2,652
Produtividade do trabalho principal	0.166*** (0.018)	0.101*** (0.022)	0.130*** (0.022)	0.127*** (0.020)	0.083*** (0.026)	0.115*** (0.027)	0.223*** (0.028)	0.128*** (0.033)	0.226*** (0.035)
<i>N</i>	31,522	31,522	6,356	20,057	20,057	3,704	11,465	11,465	2,652
Produtividade de todos trabalhos	0.170*** (0.017)	0.107*** (0.022)	0.136*** (0.022)	0.129*** (0.020)	0.086*** (0.025)	0.118*** (0.027)	0.230*** (0.028)	0.134*** (0.033)	0.230*** (0.034)
<i>N</i>	31,522	31,522	6,356	20,057	20,057	3,704	11,465	11,465	2,652

Nota: As variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Pode-se notar que os indivíduos que optaram pelo MEI têm um aumento médio de 10 pontos percentuais na probabilidade de demandar crédito, sendo este efeito semelhante para homens e mulheres. Este resultado pode ser explicado pelo fato do programa MEI proporcionar maior formalização das atividades dos microempreendedores, conforme destacado por Corseuil *et al.* (2014), sendo isso muitas vezes um pré-requisito para a demanda e concessão de empréstimos por parte das instituições financeiras.

Outro impacto do programa MEI se refere a jornada de trabalho e a produtividade dos indivíduos. Há um impacto positivo em ambos os casos, de cerca de 12% para homens e 27% para mulheres. Assim, não só o programa tem um efeito positivo em termos de jornada de trabalho e produtividade, como este efeito é heterogêneo entre homens e mulheres, apresentando magnitude superior para as mulheres.

Embora sejam encontrados efeitos positivos e significantes do programa MEI na probabilidade de demandar crédito, bem como na jornada de trabalho e produtividade dos participantes, não há nenhum efeito significativo na probabilidade de aprovação de crédito e na probabilidade de ter mais de um emprego. A Tabela 3 apresenta o balanço das covariadas após o pareamento por escore de propensão no modelo PSM, referente as colunas 3, 6 e 9 da Tabela 2.

Tabela 3. Balanço das covariadas após o pareamento (modelo PSM)

Variáveis de controle:	Total					Homens					Mulheres				
	Média Tratados	Média Controles	Diferença	Teste T	P-valor	Média Tratados	Média Controles	Diferença	Teste T	P-valor	Média Tratados	Média Controles	Diferença	Teste T	P-valor
Homem	0.583	0.580	0.003	0.254	0.799	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Branco	0.539	0.548	-0.009	-0.755	0.450	0.536	0.538	-0.002	-0.099	0.921	0.543	0.532	0.011	0.545	0.586
Área urbana	0.966	0.968	-0.002	-0.419	0.675	0.966	0.968	-0.002	-0.368	0.713	0.965	0.972	-0.007	-1.004	0.316
Idade	42.395	42.830	-0.435	-1.437	0.151	43.164	43.244	-0.080	-0.198	0.843	41.321	41.701	-0.380	-0.834	0.404
Anos de estudo	9.804	9.857	-0.052	-0.553	0.580	9.501	9.581	-0.080	-0.627	0.530	10.228	10.158	0.069	0.481	0.631
Chefe de domicílio	0.596	0.605	-0.009	-0.743	0.458	0.754	0.748	0.005	0.380	0.704	0.376	0.393	-0.017	-0.918	0.359
Tamanho da família	3.155	3.170	-0.015	-0.524	0.600	3.172	3.159	0.013	0.332	0.740	3.131	3.117	0.014	0.326	0.744
Nº de moradores no domicílio	3.296	3.307	-0.011	-0.346	0.730	3.293	3.242	0.051	1.213	0.225	3.299	3.284	0.016	0.311	0.756
Cônjuge na família	0.807	0.801	0.006	0.600	0.548	0.852	0.868	-0.017	-1.468	0.142	0.745	0.741	0.004	0.222	0.824
Filho na família	0.710	0.717	-0.006	-0.555	0.579	0.690	0.684	0.006	0.425	0.671	0.739	0.722	0.017	1.006	0.314
Nº de quartos	2.064	2.075	-0.010	-0.499	0.618	2.050	2.021	0.030	1.094	0.274	2.084	2.101	-0.017	-0.532	0.595
Nº de banheiros	1.600	1.604	-0.005	-0.214	0.830	1.584	1.601	-0.018	-0.608	0.543	1.622	1.629	-0.007	-0.193	0.847
Migração	0.467	0.470	-0.004	-0.276	0.782	0.478	0.481	-0.003	-0.164	0.869	0.450	0.437	0.013	0.664	0.507
Atividade agrícola	0.003	0.002	0.001	0.501	0.617	0.003	0.001	0.002	1.416	0.157	0.002	0.001	0.002	1.001	0.317
Assistência técnica	0.120	0.110	0.010	1.299	0.194	0.104	0.085	0.019	1.964	0.050	0.142	0.134	0.008	0.620	0.535

Nota: As *dummies* de estado foram omitidas da tabela de balanço por considerações de espaço, sendo incluídas em todas as regressões.

Na Tabela 3 observa-se a média dos valores das covariadas incluídas no primeiro estágio do escore de propensão para o grupo de indivíduos que participam e não participam do programa MEI nas três amostras utilizadas nas regressões da Tabela 2. Também é incluído um teste t de diferença de médias e seu p-valor, com o intuito de verificar se a amostra pareada reduz as diferenças na média das covariadas entre o grupo tratado e controle.

Pode-se observar que as amostras dos dois grupos estão adequadamente pareadas, uma vez que o teste de diferença de média não é significativo para as covariadas, tanto para a amostra total como para as subamostras de homens e mulheres. Nesta tabela também pode-se verificar as características observáveis dos indivíduos que participam do programa MEI. Nota-se que 58,3% são homens, enquanto que 96,6% residem em área urbana. A idade média dos participantes é de 42 anos, com 9,8 anos de estudo. Entre estes indivíduos, 80% são casados e 70% possuem filhos, sendo que apenas 12% obtiveram alguma forma de assistência técnica em sua atividade produtiva.

Os efeitos da legislação que instituiu a figura do Microempreendedor Individual se mostraram heterogêneos para homens e mulheres, entretanto, é razoável pensar que estes efeitos também são heterogêneos nas diversas regiões do país. Para verificar se isto ocorre, foram construídas subamostras para cada uma das 5 regiões e estimadas novamente as regressões expostas na Tabela 2. Devido a restrições no número de observações, estas estimações foram feitas apenas para o total de indivíduos, sem as subdivisões por sexo, bem como foi excluída a regressão onde a variável dependente é a probabilidade de obtenção de crédito. Os resultados são reportados na Tabela 4.

Pode-se notar que em todas as regiões os efeitos do programa MEI na probabilidade de demandar crédito, na jornada de trabalho e na produtividade do trabalho são positivos e significativos, entretanto, existem importantes heterogeneidades nas magnitudes dos efeitos para as diversas regiões. Em particular, observa-se efeitos de magnitudes maiores nas regiões Centro-oeste, Nordeste e Norte no que tange a probabilidade de demandar crédito e a produtividade do trabalho. Nesta última, observa-se um aumento de cerca de 7,5% na região Sudeste, enquanto que na região Norte há um aumento de quase 40%.

Assim, os resultados demonstram que os efeitos do programa MEI são mais intensificados em regiões menos desenvolvidas do país, bem como apresentam maior magnitude para mulheres, que constituem um grupo com menor inserção no mercado de trabalho. Logo, legislações que facilitam a formalização de pequenos negócios e a simplificação tributária têm efeitos significativamente maiores em grupos com menor participação no mercado de trabalho, potencializando também o crescimento econômico de regiões menos desenvolvidas através do aumento da produtividade do trabalho.

As estimações que utilizam o pareamento por escore de propensão (modelo PSM), apresentadas nas colunas 6, 9 e 12 das Tabelas 2 e 4, são as regressões que potencialmente apresentam menor viés nas estimativas comparadas aos outros dois modelos, conforme recomendação de Austin *et al.* (2016). Entretanto, a qualidade do pareamento é dependente do conjunto de variáveis observáveis utilizadas nos modelos, descritas na Tabela 3. Muitas vezes, a influência de variáveis não observáveis na variável dependente pode gerar viés nas estimativas, mesmo utilizando o pareamento por escore de propensão. Para avaliar a robustez das estimativas apresentadas em termos de viés de variáveis não observadas, utilizamos o procedimento de Rosenbaum exposto na seção 4. Assim, a Tabela 5 checa a robustez das estimativas apresentadas acima com base no procedimento de Rosenbaum.

Tabela 4. Efeitos Regionais do programa Microempreendedor Individual

Variável Dependente:	Sul			Sudeste			Centro-oeste			Nordeste			Norte		
	MQO (1)	PSW (2)	PSM (3)	MQO (4)	PSW (5)	PSM (6)	MQO (7)	PSW (8)	PSM (9)	MQO (10)	PSW (11)	PSM (12)	MQO (13)	PSW (14)	PSM (15)
Prob. demandar crédito	0.106*** (0.016)	0.107*** (0.021)	0.114*** (0.018)	0.090*** (0.011)	0.094*** (0.014)	0.086*** (0.012)	0.131*** (0.019)	0.123*** (0.021)	0.122*** (0.020)	0.143*** (0.019)	0.107*** (0.025)	0.145*** (0.021)	0.121*** (0.025)	0.132** (0.053)	0.123*** (0.029)
<i>N</i>	4,549	4,549	1,438	9,463	9,463	2,196	3,407	3,407	842	8,815	8,815	1,324	5,288	5,288	556
Prob. mais de um emprego	0.007 (0.010)	0.002 (0.010)	0.007 (0.010)	0.001 (0.007)	-0.005 (0.009)	0.004 (0.009)	-0.001 (0.012)	-0.009 (0.012)	-0.006 (0.015)	0.007 (0.011)	0.010 (0.019)	0.018 (0.013)	0.016 (0.016)	0.013 (0.012)	0.016 (0.018)
<i>N</i>	4,549	4,549	4,549	9,463	9,463	2,196	3,407	3,407	842	8,815	8,815	1,324	5,288	5,288	556
Jornada principal	0.187*** (0.019)	0.167*** (0.022)	0.190*** (0.025)	0.164*** (0.015)	0.164*** (0.017)	0.167*** (0.021)	0.178*** (0.021)	0.181*** (0.025)	0.127*** (0.029)	0.244*** (0.023)	0.198*** (0.030)	0.258*** (0.032)	0.167*** (0.035)	0.166*** (0.045)	0.127*** (0.043)
<i>N</i>	4,549	4,549	1,438	9,463	9,463	2,196	3,407	3,407	842	8,815	8,815	1,324	5,288	5,288	556
Jornada de todos trabalhos	0.188*** (0.019)	0.167*** (0.021)	0.181*** (0.025)	0.160*** (0.015)	0.156*** (0.017)	0.165*** (0.021)	0.173*** (0.021)	0.172*** (0.025)	0.125*** (0.029)	0.246*** (0.022)	0.198*** (0.030)	0.266*** (0.031)	0.172*** (0.034)	0.167*** (0.045)	0.130*** (0.042)
<i>N</i>	4,549	4,549	1,438	9,463	9,463	2,196	3,407	3,407	842	8,815	8,815	1,324	5,288	5,288	556
Produtividade do trabalho principal	0.086*** (0.031)	0.069* (0.037)	0.077* (0.040)	0.105*** (0.029)	0.056 (0.035)	0.074** (0.037)	0.231*** (0.042)	0.214*** (0.046)	0.255*** (0.058)	0.314*** (0.037)	0.252*** (0.049)	0.305*** (0.056)	0.399*** (0.058)	0.282*** (0.088)	0.391*** (0.072)
<i>N</i>	4,549	4,549	1,438	9,463	9,463	2,196	3,407	3,407	842	8,815	8,815	1,324	5,288	5,288	556
Produtividade de todos trabalhos	0.096*** (0.031)	0.075** (0.037)	0.091** (0.040)	0.110*** (0.029)	0.064* (0.034)	0.078** (0.037)	0.223*** (0.042)	0.203*** (0.045)	0.240*** (0.058)	0.315*** (0.036)	0.257*** (0.049)	0.308*** (0.055)	0.400*** (0.058)	0.286*** (0.088)	0.397*** (0.072)
<i>N</i>	4,549	4,549	1,438	9,463	9,463	2,196	3,407	3,407	842	8,815	8,815	1,324	5,288	5,288	556

Nota: As variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 5. Análise de sensibilidade pelo procedimento de Rosenbaum

Variável dependente:	Γ	Amostra total		Apenas homens		Apenas mulheres	
		Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Prob. demandar crédito	1	0	0	0	0	0	0
	1,2	0	0	0	0	0	0
	1,4	0	0	0	0	0	0
	1,6	0	0	0	0	0	0
	1,8	0	0	0	0	0	0
Prob. aprovação de crédito	1	0.5680	0.5680	0.4434	0.4434	0.6172	0.6172
	1,2	0.0064	0.9976	0.0195	0.9623	0.0623	0.9835
	1,4	0	1	0.0001	0.9997	0.0010	0.9999
	1,6	0	1	0	1	0	1
	1,8	0	1	0	1	0	1
Prob. mais de um emprego	1	0.4527	0.4527	0.2125	0.2125	0.8547	0.8547
	1,2	0.0492	0.9214	0.0261	0.6347	0.5085	0.9818
	1,4	0.0016	0.9966	0.0018	0.9042	0.1978	0.9985
	1,6	0	0.9999	0.0001	0.9835	0.0549	0.9999
	1,8	0	1	0	0.9979	0.0121	1
Jornada principal	1	0	0	0	0	0	0
	1,2	0	0	0	0	0	0
	1,4	0	0	0	0.0001	0	0
	1,6	0	0	0	0.0718	0	0
	1,8	0	0.0013	0	0.6980	0	0
Jornada de todos trabalhos	1	0	0	0	0	0	0
	1,2	0	0	0	0	0	0
	1,4	0	0	0	0.0001	0	0
	1,6	0	0	0	0.0650	0	0
	1,8	0	0.0010	0	0.6798	0	0.0001
Produtividade do trabalho principal	1	0	0	0	0	0	0
	1,2	0	0.0017	0	0.0283	0	0
	1,4	0	0.7801	0	0.8193	0	0.0470
	1,6	0	1	0	0.9996	0	0.6437
	1,8	0	1	0	1	0	0.9851
Produtividade de todos trabalhos	1	0	0	0	0	0	0
	1,2	0	0.0007	0	0.0259	0	0
	1,4	0	0.6909	0	0.8088	0	0.0258
	1,6	0	1	0	0.9995	0	0.5376
	1,8	0	1	0	1	0	0.9709

Nota: Os valores desta tabela correspondem aos limites inferiores e superiores dos p-valores do teste de classificação de sinais de Wilcoxon e do teste de McNemar quando os indivíduos diferem na probabilidade de receber tratamento por um fator Γ .

Na Tabela 5 foram utilizados os valores de Γ iguais a 1, 1,2, 1,4, 1,6 e 1,8. A escolha dos valores foi feita com o intuito de observar como variações na probabilidade dos indivíduos receberem tratamento afetam os resultados obtidos nas Tabelas 2 e 4. Os valores na tabela representam o p-valor dos testes de diferença de média entre tratado e controle após o pareamento – teste de Wilcoxon, para variáveis contínuas, e McNemar, para variáveis binárias.

Para as variáveis probabilidade de demandar crédito, jornada do trabalho principal e jornada de todos os trabalhos, pode-se observar que não há mudanças significativas nos limites superiores do p-valor do teste de classificação de sinais de Wilcoxon, sendo que a diferença de média entre tratados e controles continua significativa para as três amostras utilizadas. Cabe ressaltar que a rejeição da hipótese nula neste teste implica que a variável dependente é significativamente diferente para os grupos tratado e controle. Assim, pode-se concluir que estes resultados são pouco sensíveis a viés de variáveis não observadas.

Já para o caso da produtividade do trabalho principal e da produtividade de todos os trabalhos, observa-se uma sensibilidade maior em relação a variáveis não observadas, uma vez que o limite superior do p-valor dos testes passa a não ser significativo a partir de $\Gamma = 1,4$ para algumas amostras. Entretanto, é possível ver que os resultados encontrados são pouco sensíveis a variações no valor de Γ , uma vez que dados observacionais são usualmente mais suscetíveis a este tipo de viés do que dados gerados a partir de experimentos aleatórios.

6. Considerações Finais

Este artigo avaliou o impacto da Lei Complementar nº 128, de dezembro de 2008, a qual instituiu a figura do Microempreendedor Individual (MEI), no mercado de trabalho brasileiro, incluindo esferas como a jornada de trabalho, a produtividade, a probabilidade de ter mais de um emprego, bem como as probabilidades de obtenção e aprovação de crédito. Esta avaliação foi realizada com dados da PNAD de 2014 através da utilização de escores de propensão para amostras complexas, de modo a comparar as variáveis de interesse no grupo de indivíduos que optou pelo MEI com outro grupo com características semelhantes, mas que não optou por participar do MEI. Também foram utilizadas subamostras baseadas no sexo dos indivíduos e na região de residência, de modo a verificar efeitos heterogêneos do programa.

Os resultados demonstram um efeito positivo do programa MEI na probabilidade de homens e mulheres demandarem crédito para seus negócios, bem como na jornada de trabalho e na produtividade dos trabalhadores, enquanto que não houve efeito significativo na probabilidade de terem mais de um emprego e de obterem aprovação do crédito. Também foram apresentados alguns efeitos heterogêneos, uma vez que a magnitude do impacto do programa na jornada de trabalho e na produtividade foram consistentemente superiores para as mulheres em relação aos homens. Entre os efeitos regionais, destaca-se o fato de que as regiões do Centro-oeste, Nordeste e Norte apresentaram impactos consistentemente maiores na probabilidade de demandar crédito, na jornada de trabalho e na produtividade.

Os resultados deste artigo trazem novas evidências empíricas sobre o impacto de aparatos institucionais que possibilitam ou facilitam a formalização e simplificação dos negócios de microempreendedores. Tais medidas podem alterar a estrutura de incentivos dos indivíduos e gerar impactos na produtividade e consequentemente no crescimento econômico, sendo essencial para aprimorar o arranjo institucional de países em desenvolvimento.

7. Referências

- ALBRECHT, J.; NAVARRO, L.; VROMAN, S. The effects of labour market policies in an economy with an informal sector. **The Economic Journal**, v. 119, n. 539, p. 1105-1129, 2009.
- ALMEIDA, A. T. C; MESQUITA, S. P. e SILVA, M. V. B. Impactos Do Programa Bolsa Família sobre a Diversificação do Consumo de Alimentos no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. V. 46, n. 1, abr/2016.
- ARAÚJO, G. S.; RIBEIRO, R.; NEDER, H. D. Impactos do Programa Bolsa Família sobre o Trabalho de Crianças e Adolescentes Residentes na Área Urbana em 2006. **Revista EconomiA**, v. 11, n. 4, p. 57-102, 2010.
- AUSTIN, P. C., JEMBERE, N., CHIU, M. Propensity score matching and complex surveys. **Statistical Methods in Medical Research**. Forthcoming, 2016.
- BETCHERMAN, G. *et al.* Active labor market policies: policy issues for East Asia, The World Bank, Social Protection Unit, 2000.
- BOERI, T. e GARIBALDI, P. Shadow sorting. In: Pissarides, C e Frenkel, J. (Eds), **NBER Macroeconomics Annual**, MIT Press, 2005.
- BOOTH, A. e SNOWER, D. J. (eds.). **Acquiring Skills: Market Failures, their Symptoms and Policy Responses**. Cambridge, Cambridge University Press, 1996.
- CAMELO, R. S.; TAVARES, P. A.; SAIANI, C. C. S. Alimentação, Nutrição e Saúde em Programas de Transferência de Renda: Evidências para o Programa Bolsa Família. **Revista EconomiA**, v. 10, n. 4, p. 685-713, 2009.
- COELHO, P. L. e MELO, A. S. S. A. Impacto do Programa “Bolsa Família” sobre a qualidade da dieta das famílias de Pernambuco no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, 22(2):393-402, 2017.
- CORSEUIL, C. H. L.; NERI, M. C.; ULYSSEA, G. Uma análise exploratória dos efeitos da política de formalização dos microempreendedores individuais. **Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, n. 1939, 2014.
- DE ARAÚJO, A. A.; GOMES, M. F.; LIMA, J. E. Influência do Programa Bolsa Família na Redução do Trabalho Infantil: Evidências para o Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 45, n. 3, p. 33-45, 2014.
- DE BRAUW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINITT, J.; ROY, S. Bolsa Família and Household Labor Supply. **Economic Development and Cultural Change**, v. 63, n. 3, p. 423-457, 2015a.
- DUGOFF, E. H., SCHULER, M., STUART, E. A. Generalizing observational study results: applying propensity score methods to complex surveys. **Health services research** 49 (1), 284–303, 2014.
- FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L.; LEVISON, D. The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil. **Research in Labor Economics**, v. 31, p. 193–218, 2010.

- GONZAGA, G., MALONEY, W.; MIZALA, A. Labor Turnover and Labor Legislation in Brazil [with Comments]. **Economía**, v. 4, n. 1, p. 165-222, 2003.
- HOLLAND, P. W. Statistics and Causal Inference. **Journal of the American Statistical Association**. Vol. 81, n. 396, p. 945-960. Dec/1986.
- RIDGEWAY, G., KOVALCHIK, S. A., GRIN, B. A., KABETO, M. U. Propensity Score Analysis with Survey Weighted Data. **Journal of Causal Inference** 3 (2), 237–249, 2015.
- ROSENBAUM, P. R. Observational Studies. Springer New York, New York, NY, pp. 105–170, 2002.
- SIGNORINI, B. A.; QUEIROZ, B. L. The impact of Bolsa Família Program in the beneficiary fertility. **Texto para Discussão, Cedeplar**, n. 439, 2011.
- ULYSSEA, Gabriel. Regulation of entry, labor market institutions and the informal sector. **Journal of Development Economics**, v. 91, n. 1, p. 87-99, 2010.
- ZENOU, Y. Job search and mobility in developing countries. Theory and policy implications. **Journal of development economics**, v. 86, n. 2, p. 336-355, 2008.