



Nova Economia

ISSN: 0103-6351

ISSN: 1980-5381

Nova Economia

Oliveira, Guilherme Resende; Menezes, Rafael Terra; Resende, Guilherme Mendes
Efeito dose resposta do fundo constitucional de financiamento do centro-oeste (FCO) no estado de Goiás
Nova Economia, vol. 28, núm. 3, Setembro-Dezembro, 2018, pp. 965-1000
Nova Economia

DOI: 10.1590/0103-6351/3397

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400458236009>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal
Sem fins lucrativos academia projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa acesso aberto

Efeito dose resposta do fundo constitucional de financiamento do centro-oeste (FCO) no estado de Goiás

Dose response effect of the constitutional financing fund of middle west (FCO) in the Goias state

Guilherme Resende Oliveira ⁽¹⁾

Rafael Terra Menezes ⁽²⁾

Guilherme Mendes Resende ⁽³⁾

⁽¹⁾ UniAlfa

⁽²⁾ Universidade de Brasília

⁽³⁾ Conselho Administrativo de Defesa Econômica

Abstract

The study evaluates the Constitutional Financing Fund for the Center-West (FCO) in the state of Goiás between the years 2004 and 2011, using Rais microdata, and loans from the FCO “Empresarial” Program. The results show a positive and statistically significant impact of the FCO on employment and wage growth at the firm level. We use the Propensity Score Matching (PSM) and the Generalized Propensity Score (GPS) methods. The GPS treats the treatment variable as continuous, therefore, verifies the heterogeneous effects instead the average impact. Moreover, the dose response results indicate that the loans values affect wages and employment. The evidences presented suggest new heterogeneous patterns in the program effect and complement the results previously reported in the literature.

Keywords

Constitutional Financing Fund; impact evaluation; Generalized Propensity Score.

JEL Codes C52, R58.

Resumo

O estudo avalia o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) no Estado de Goiás entre os anos de 2004 e 2011 por meio dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), e dos empréstimos do Programa Empresarial do FCO. Os impactos dos financiamentos no crescimento do emprego e salários das empresas instaladas no Estado foram estatisticamente significantes e positivos. Os métodos utilizados foram o propensity score matching (PSM) e o propensity score generalizado (PSG), que trata a variável tratamento como contínua, portanto, verifica os efeitos heterogêneos ao invés do impacto médio. Ademais, o efeito dose indica que o valor do empréstimo influencia na quantidade de empregos gerados, assim como na variação dos salários. As evidências apresentadas sugerem novos padrões de heterogeneidade no efeito do programa e complementam os resultados previamente encontrados na literatura.

Palavras-chave

Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO); avaliação de impacto; propensity score generalizado.

Códigos JEL C52, R58.

1 Introdução

A redução das desigualdades regionais é o objetivo de algumas políticas públicas. A Constituição Federal de 1988 criou mecanismos, como os Fundos Constitucionais de Financiamento, que visam promover e financiar as atividades econômicas nas regiões menos favorecidas, como o Norte, o Nordeste e o Centro-Oeste, de modo a dinamizar suas economias locais. Entretanto, a disparidade persiste e é alta, sendo refletida em diversos indicadores, como a renda, Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), entre outros. É fundamental investigar a distribuição desses recursos, assim como avaliar os impactos econômicos desses fundos no desenvolvimento regional. Neste trabalho, estuda-se o caso do Estado de Goiás, o maior beneficiário do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO).

Os Fundos Constitucionais de Financiamento foram regulamentados pela Lei no 7.827/1989. Suas fontes de financiamento são os 3% da arrecadação do imposto sobre produtos industrializados (IPI) e do imposto de renda (IR). Deste montante, 20% destinam-se ao Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO), 20% ao FCO e os 60% restantes destinam-se ao Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE). As demais fontes são os retornos e resultados das aplicações passadas – o resultado da remuneração dos recursos, momentaneamente, não aplicados e as disponibilidades dos exercícios anteriores – portanto, os fundos não são aplicados a fundo perdido e seu patrimônio cresce, dado o aporte anual de recursos do Tesouro, financiado pelos impostos supracitados¹.

Atualmente, estes fundos se inserem na Política Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR), proposta em 2003, tornando-se uma das principais ações do Governo Federal para intensificar os potenciais de desenvolvimento das regiões².

Um modo de atingir seus objetivos é por meio da geração de empregos e renda, o qual pode ser alcançado com o financiamento das atividades produtivas. Neste sentido, enquanto o Norte, Nordeste e Centro-Oeste

1 Desde o ano de 2006, quando houve algumas mudanças na legislação dos fundos, a taxa de inadimplência do FCO gira em torno dos 4%, sendo que o programa Empresarial, muitas vezes, teve taxas de inadimplência inferiores a 1% ao ano.

2 Entretanto, a PNDR somente se efetivou como política pública com o Decreto no 6.047, de 22 de fevereiro de 2007.

tiveram um crescimento no número de empregos formais, entre 2004 e 2011, de 67,5%, 57,2% e 48,5%, respectivamente, o Sul e Sudeste tiveram um incremento de 40,3% e 44,6%. Na mesma direção, o aumento de salário médio real no Norte, Nordeste e Centro-Oeste foram de 82,3%, 91,3% e 77,2%, respectivamente, enquanto no Sul e o Sudeste foi de 70,7% e 68,5%. Assim, é necessário verificar os impactos dos Fundos Constitucionais como instrumento redução da desigualdade regional.

A maior parte dos estudos anteriores foi aplicada ao FNE e aqueles realizados para o Centro-Oeste são inconclusivos no que diz respeito à redução da desigualdade regional. Silva, Resende e Silveira Neto (2009) não encontraram em nenhuma das estimativas diferenças de desempenho entre as firmas beneficiadas e não beneficiadas pelo FCO no período 2000-2003, concluindo que não houve impacto favorável do programa sobre a geração de empregos ou aumento dos salários. Por sua vez, Resende, Cravo e Pires (2014) utilizaram várias escalas geográficas para analisar os efeitos do FCO sobre o crescimento do PIB *per capita* entre 2004 a 2010. O estudo mostrou impactos positivos sobre o crescimento do PIB *per capita* em nível municipal, e os resultados sugerem que estes efeitos positivos são, em grande medida, influenciados pelos empréstimos do FCO da modalidade Empresarial. As estimativas para escalas geográficas de micro e mesorregião sugerem que o FCO não estimula crescimento em níveis geográficos mais agregados.

A contribuição deste trabalho é investigar os microefeitos do FCO para o período entre 2004 e 2011, verificando os efeitos heterogêneos do tratamento, além dos efeitos médios. O estudo do caso goiano pode ajudar na melhor interpretação dos resultados obtidos para a região Centro-Oeste como um todo, já que os resultados dos estudos anteriores (SILVA *et al.*, 2009; RESENDE *et al.*, 2014) podem não estar evidenciando importantes diferenças entre os Estados da macrorregião.

Este trabalho se limita a analisar o programa Empresarial, pois a maioria dos financiamentos do programa rural foi feita por meio do Cadastro de Pessoas Físicas (CPF), de modo que não puderam ser identificados na Rais. Além disso, a maior parte das contratações (mais de 70% do número total de contratos) foi concedida para indivíduos que possuem pequenas firmas agrícolas no setor informal e, por isso, não estão na Rais. Por essas questões o setor agropecuário foi excluído da análise. Por sua vez, o Programa Empresarial é voltado para as empresas dos setores industrial, de comércio e serviços que podem ser identificadas na Rais. No Estado de Goiás, o Pro-

grama Empresarial representa 39,1% do valor total emprestado no período 2004-2011.

Uma das maiores dificuldades da avaliação de políticas públicas é lidar com o viés de seleção na participação do programa. Os métodos empíricos deste trabalho, propensity score matching (PSM) e propensity score generalizado (PSG), buscam reduzi-lo por meio do pareamento, o qual utiliza o escore de propensão para comparar as empresas beneficiadas com as não financiadas. Todos os estudos supracitados consideraram apenas aspecto dicotômico do tratamento sem levar em conta a quantidade da dose, isto é, o valor dos empréstimos. Assim, o estudo complementa esta lacuna da literatura, com a aplicação da metodologia econométrica, *propensity score* generalizado (Hirano e Imbens, 2004), que mensura o efeito-dose levando em conta o valor emprestado, ao invés de simplesmente comparar as empresas financiadas pelo FCO Empresarial com as não beneficiadas, encontrando o efeito médio. Portanto, verifica-se o efeito diferenciado na geração de empregos e crescimento dos salários de acordo com o recurso aplicado.

O estudo se divide em seis seções, com esta introdução. A segunda faz uma revisão de literatura, que retoma os trabalhos que investigaram os Fundos Constitucionais de Financiamento. A terceira seção descreve a distribuição e mostra algumas estatísticas do FCO no Estado de Goiás. A quarta traz a metodologia, fazendo uma breve descrição da base de dados, variáveis e métodos utilizados. A quinta mostra os principais resultados encontrados. Por fim, a sexta conclui o estudo e faz as considerações finais.

2 Revisão de Literatura

Os estudos sobre os Fundos Constitucionais de Financiamento são relativamente escassos porque na década de 1990 o volume de recursos era baixo em comparação ao período recente e, portanto, havia poucos interessados no impacto dessa política. Além disso, os recursos metodológicos para a aferição econometrística de seus efeitos eram limitados.

A investigação conduzida por Silva, Resende e Silveira Neto (2006) foi uma das primeiras e teve como objetivo principal avaliar a aplicação dos recursos do FNE e FNO entre 2000 e 2003, por meio da utilização do *propensity score* das firmas beneficiadas com recursos desses fundos em comparação ao conjunto de firmas não beneficiadas. De forma geral, os resultados não

apontaram impacto sobre a variação do salário médio, pois não se observou diferença de efeitos significativos entre o grupo de tratamento e controle. Por sua vez, em relação à variação do número de empregos, ambos os fundos apresentaram resultados significativos sobre as firmas financiadas.

Almeida, Silva e Resende (2006) analisaram os Fundos Constitucionais de Financiamento por município até 2004. Este trabalho serviu como ponto de partida para a avaliação mais detalhada dos impactos econômicos e sociais dos empréstimos utilizando uma visão macro dos financiamentos. Os autores observaram que os empréstimos não se direcionam, majoritariamente, para os Estados e/ou municípios mais pobres. Verificou-se que as liberações do FNE por Estado não tinham nenhuma relação clara com o PIB *per capita*, e nem com o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Isso significa que as liberações do fundo eram fortemente influenciadas pela demanda, e não em acordo com o objetivo principal do fundo, que é a redução das desigualdades regionais. Diferente do FNE e FNO, a correlação de FCO *per capita* e PIB *per capita* foi positiva, indicando que não existe uma prioridade no FCO para que sua distribuição se dê, preferencialmente, nos locais mais pobres.

Silva, Resende e Silveira Neto (2009) avaliaram a aplicação dos recursos do FNE, do FNO e do FCO na perspectiva das firmas entre os anos de 2000 e 2003. Para atingir seus objetivos, os autores utilizaram o método de PSM para estimar o impacto do fundo sobre o salário médio e o número de empregados. Os resultados apontaram que para o FNO e FCO, não houve diferenças significativas das taxas de variação do emprego e dos salários entre os tratados e o controle. Por sua vez, para o FNE não foi possível encontrar evidências de impactos significativos sobre os salários médios. Mas, em relação à taxa de variação do número de empregados, os resultados apontaram que a aplicação dos recursos desse fundo sobre as firmas beneficiadas tem efeitos positivos.

Soares, Sousa e Pereira Neto (2009) ampliaram a análise de Silva, Resende e Silveira Neto (2009) sobre os impactos do FNE ao expandir o período analisado pelos últimos. Utilizando a metodologia de PSM para as empresas financiadas em 1999 e 2005, foram encontrados impactos positivos do repasse sobre o crescimento do emprego e a massa salarial, revelando que o crédito subsidiado provocou uma dinâmica diferenciada no ritmo de contratações das firmas. No entanto, os resultados não apontaram evidências de impacto sobre o salário médio.

Dois trabalhos de Resende (2014a; 2012) investigaram, em várias escalas espaciais, os impactos dos empréstimos concedidos pelo FNE (da modalidade industrial) em todo o Nordeste e especificamente para o caso do Estado do Ceará. Analisando o período entre 2000 e 2003, o autor chamou atenção para o tratamento do viés nas estimativas de trabalhos anteriores ocasionado pela omissão das características não observáveis, esperadas como relevantes, a exemplo do empreendedorismo e da motivação. Estes dois trabalhos não encontraram impactos significantes do FNE-industrial (indústria, comércio e serviços) sobre o crescimento dos salários no período 2000 a 2003 para o Nordeste como um todo, nem para o Ceará, apesar de ter encontrado significância sobre o crescimento do emprego.

Resende (2014a) usou modelos em painel de efeito fixo, os quais indicaram que os recursos do FNE-total tiveram impactos positivos sobre o crescimento do PIB *per capita* entre os anos de 2004 e 2010, nos níveis municipal e microrregional. Resende, Cravo e Pires (2014) e Resende (2014b) fizeram análises similares para os Fundos Constitucionais das outras regiões para o mesmo período. Ambos os estudos sugeriram que os recursos de Fundos Constitucionais impactaram positivamente o crescimento do PIB *per capita* em nível municipal, o primeiro para o caso do FCO e o segundo para o caso do FNO-setorial. Contudo, nas estimativas para escalas geográficas de microrregião e mesorregião as duas pesquisas encontraram que os fundos de ambas regiões não estimularam o crescimento econômico nesses níveis geográficos.

Soares *et al.* (2014) conduziram um estudo sobre o FNE que estimou seus efeitos nos municípios - tomando como base a literatura empírica de crescimento econômico (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992) - para o período entre 2002 e 2008. Os municípios que compõem os quatro grupos de renda apresentaram padrões similares de crescimento do PIB *per capita*. Foram registrados efeitos positivos e significativos nos municípios com PIB *per capita* entre R\$ 2.143 e R\$ 7.406, e não significativos fora desse intervalo.

A maior parte dos trabalhos que verificou o impacto econômico encontrou efeitos positivos do FNE no crescimento econômico na região Nordeste. Por vezes, a evidência para o FNO e FCO foi de efeitos insignificantes para o crescimento do PIB *per capita* regional. Vale salientar, o objetivo dos fundos é reduzir as desigualdades regionais por meio do financiamento de setores produtivos, e este objetivo não tem uma definição clara e/ou precisa em relação a quais variáveis devem ser avaliadas. Alguns estudos, que

fazem a avaliação de impactos dos fundos, não conseguem ser diretos e/ou precisos sobre o efeito de tal política regional e a redução de desigualdade.

A literatura internacional apresenta uma razoável quantidade de artigos que tratam da política regional da União Europeia. A maioria dos estudos se concentra na avaliação dos macroimpactos de fundos estruturais da União Europeia sobre desigualdades regionais. Entre os estudos destacam-se Rodríguez-Pose e Fratesi (2004), Leonardi (2006), Esposti e Bussoletti (2008), Dall'erba e Le Gallo (2008), e Mohl e Hagen (2010). Becker, Peter e Ehrlich (2010) utilizaram o método de regressão descontínua para examinar como as transferências do *Structural Funds Programme* contribuíram na redução da desigualdade regional na União Europeia. O critério de elegibilidade ao programa é de que as regiões tenham PIB *per capita* menor que 75% da média da União Europeia. Os resultados mostraram que, no período de 1989 a 2006, as regiões beneficiadas tiveram um maior crescimento do PIB *per capita* do que o grupo de controle, evidenciando os impactos positivos da política. Além disso, eles apontaram que o crescimento induzido justificou os custos incorridos, isto é, que a política gerou benefício líquido. Por outro lado, o crescimento da taxa de emprego, avaliado pela mesma estratégia empírica, não foi afetado pelos fundos.

O estudo de Becker, Peter e Ehrlich (2012) examinou como a intensidade do tratamento, no caso o fundo regional europeu afetou o crescimento regional usando a função dose resposta. Seu estudo chamou atenção para um possível efeito declinante do tratamento oriundo da hipótese de retornos decrescentes dos investimentos em capital – prevista na teoria de produção neoclássica, que neste aspecto considera os demais fatores de produção fixos. Logo, é possível que exista um nível máximo desejável de transferência dos fundos regionais, o qual foi confirmado pelos resultados dos autores, que sugerem uma relação não linear entre as transferências e o crescimento do PIB *per capita*, no período entre 1994 e 2006. Acima deste nível de intensidade do tratamento, a hipótese nula de as transferências não afetarem o crescimento não pode ser rejeitada, o que levanta questionamentos sobre a eficiência e alocação de repasses maiores do que o valor determinado pelos resultados.

Por fim, Accetturo e De Blasio (2012) avaliaram o “Patti Territoriali” (programa de desenvolvimento regional italiano) comparando o desempenho econômico em termos de empregos e número de empreendimentos dos municípios que participaram com os que não se beneficiaram da polí-

tica entre 1996 e 2004. O método empírico adotado foi diferença em diferenças combinado com o PSM, e os resultados indicaram que o programa não foi efetivo em estimular o crescimento econômico.

3 FCO em Goiás

A concessão dos financiamentos analisados foi realizada, em mais de 90% dos casos, pelo Banco do Brasil³. Contudo, outros agentes operadores, como a Goiás Fomento, Bancoob e Sicredi, podem conceder os empréstimos se for o caso de mini, micro, pequenos e pequeno-médios tomadores. A depender do valor do financiamento, as propostas de financiamento com recursos do FCO eram apresentadas mediante proposta simplificada⁴ ou carta-consulta submetida à anuência prévia dos Conselhos de Desenvolvimento dos Estados (CDE). Neste sentido, diversos fatores atuaram no sentido de influenciar a liberação do montante, entre os quais se destacam os escores de crédito do próprio banco e a oferta de garantias por parte do tomador. Sobretudo, a liberação do financiamento esteve essencialmente ligada à demanda do mercado, como já ressaltavam Almeida, Silva e Resende (2006).

Atualmente, o Estado de Goiás tem uma população de cerca de 6,5 milhões de habitantes, distribuída em 246 municípios. Seu PIB em 2011 era de R\$ 111 bilhões, dividido, respectivamente, em 11%, 23% e 64%, entre os setores agropecuário, industrial e de serviços. Portanto, o PIB *per capita*, totalizava R\$ 18 mil.

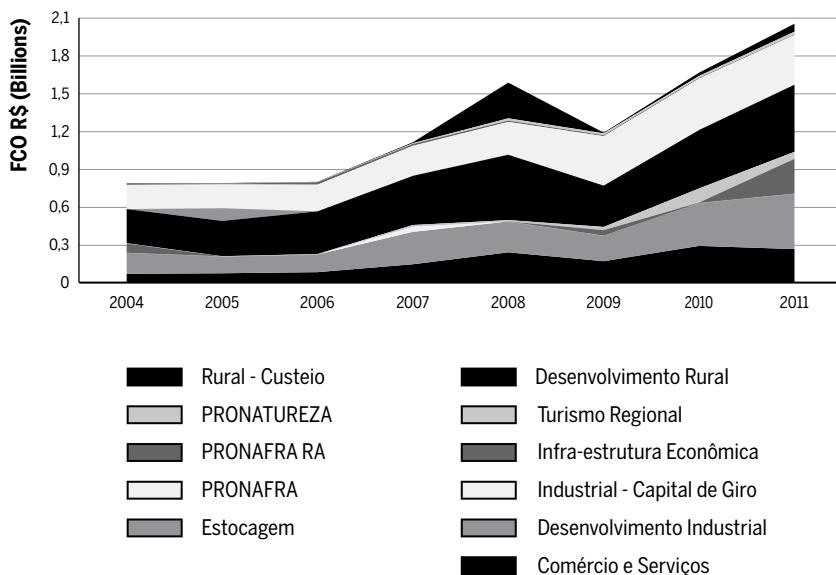
As linhas de financiamento do FCO se distribuem conforme as atividades econômicas, isto é, o Programa Empresarial está ligado ao setor industrial e de serviços e comércio, e o Programa Rural se relaciona com a agropecuária nas linhas rurais e do Programa Nacional de Fortalecimento

3 Este programa de financiamento está disponível para todas as empresas da região referente ao Fundo Constitucional, de modo que a solicitação é direcionada para linha ou programa específico de acordo com o valor e objeto do financiamento, porte da empresa e outras características. Além disso, a proposta de programas para aplicação dos recursos previstos respeita as diretrizes e prioridades estabelecidas pelos conselhos deliberativos das superintendências de desenvolvimento e cada banco administrador, em articulação com estes órgãos e demais parceiros. Após a solicitação, o banco analisa as condições do financiamento e da empresa, como por exemplo, as garantias oferecidas, e libera o montante, de acordo com a disponibilidade de recursos.

4 No caso de financiamento de valor inferior a R\$ 100 mil nos Programas do FCO Rural e a R\$ 200 mil nos Programas do FCO Empresarial.

da Agricultura Familiar (Pronaf). O gráfico 1 mostra o valor das contratações por linha de financiamento e ressalta os programas Rural e Empresarial. No período foram analisadas quase 30 mil contratações do Programa Empresarial, com valor médio de R\$ 136 mil, sendo que foram realizados no total, aproximadamente, mil financiamentos, em 2004, com um valor médio de R\$ 200 mil (valores correntes), saltando para mais de 8 mil contratos, em 2011, com um valor médio de R\$ 125 mil.

Gráfico 1 **Distribuição do FCO por linha de financiamento (programa Rural em tons de vermelho e Empresarial em azul) – a preços de 2011 (Em R\$ bilhões)**



Fonte: Relatórios gerenciais emitidos pelo Banco do Brasil e Ministério da Integração Nacional⁵.

Elaboração: autor.

O mapa das atividades de indústria e serviços do Estado de Goiás é apresentado a seguir por meio do PIB municipal. Essa separação foi feita por conta da classificação dos programas (Empresarial e Rural), que está ligada diretamente com a distribuição de atividades econômicas. A relação entre o montante do FCO destinado para cada município e o seu nível de produção (PIB) é positiva. Isso está de acordo com a maioria dos resultados

5 Disponíveis em <http://mi.gov.br/publicacoes-sfri>.

encontrados em outros estudos, os quais indicaram que a distribuição do fundo esteve relacionada à demanda de financiamentos⁶. Assim, ao analisar as figuras a seguir se percebe a existência de correlação do montante financiado com o PIB municipal e, consequentemente, com a localização das firmas avaliadas. Dessa forma, algumas linhas do FCO acabam indo em maior peso para os municípios que possuem determinado nível de atividade econômica.

Um exemplo são as mesorregiões Centro e Sul do Estado, mais ricas e principais áreas agroindustriais de Goiás, que recebem mais recursos da linha Desenvolvimento Industrial. Como se vê no mapa a seguir, a distribuição desta linha tem grande peso no FCO Empresarial, lembrando que ela atende o setor econômico indústria e comércio/serviços, o qual é maior nas regiões supracitadas. Por outro lado, quando se olha a distribuição de recursos proporcionalmente ao PIB, isto é, o quanto o FCO representa na economia local, a expectativa muda. A área mais rica não é a que recebe proporcionalmente mais recursos, pelo contrário, ela recebe uma pequena fração do seu PIB, o que pode indicar que, por outra perspectiva, a distribuição do fundo está de acordo com o seu objetivo de desenvolvimento econômico e social.

Ressalta-se que no período analisado a microrregião Entorno do Distrito Federal (DF) teve seus recursos administrados pelo DF. Assim, as informações sobre as contratações das empresas localizadas nesses municípios não foram repassadas para o Conselho de Desenvolvimento do Estado de Goiás (CDE-GO), de modo que estas empresas e municípios não compuseram a amostra, motivo de a área em cinza no mapa indicar “não se aplica”.

4 Metodologia

Este estudo estende as investigações de Silva, Resende e Silveira Neto (2009), Resende (2012) e Resende (2014a), os quais avaliam os Fundos Constitucionais por meio dos métodos de MQO, dados em painel com efeitos fixos, *propensity score matching* e diferenças em diferenças. Esta seção faz uma breve descrição das metodologias utilizadas neste trabalho, inclusive, do método *propensity score* generalizado.

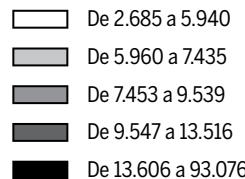
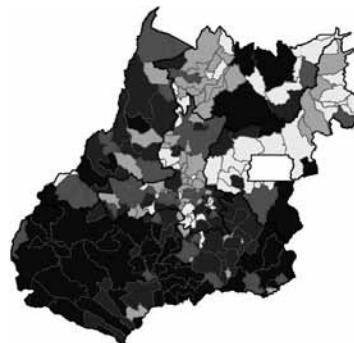
⁶ Almeida, Silva e Resende (2006).

Mapa 1 PIB municipal (agregado e *per capita*); distribuição acumulada, entre 2004 e 2011, do FCO Empresarial (agregado e proporcional ao PIB de 2004), a preços de 2011

a PIB 2004 (R\$ mil)



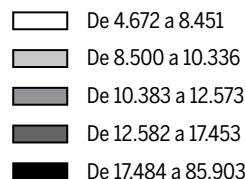
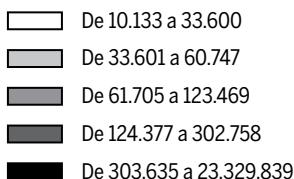
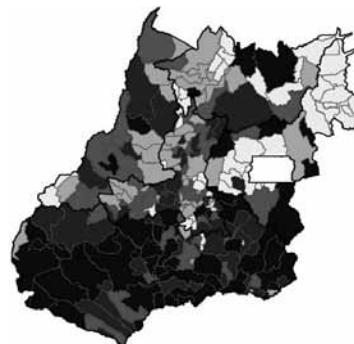
b PIB 2004 (R\$ *per capita*)



c PIB 2011 (R\$ mil)



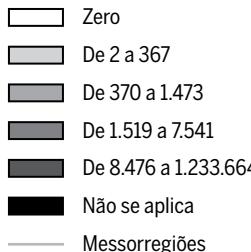
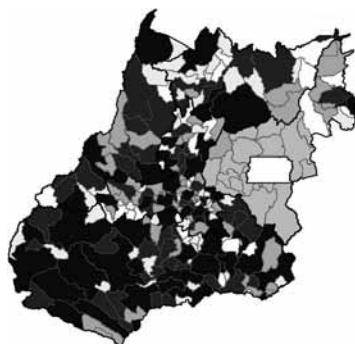
d PIB 2011 (R\$ *per capita*)



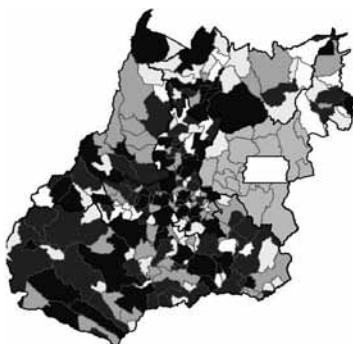
(continua)

Mapa 1 (continuação)

e FCO Empresarial (R\$ mil)



f FCO Empresarial (R\$ per capita)



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e relatórios gerenciais do Banco do Brasil (BB).

Elaboração: autor.

O MQO não controla a existência de qualquer viés de seleção na relação de interesse, pois isola o efeito do tratamento sem considerar a relação deste com a composição do grupo de tratamento. Ademais, quando a participação no programa está correlacionada com algum fator não observável há viés de seleção. Portanto, é necessário utilizar métodos alternativos de avaliação de impactos econômicos.

O método de PSM, utilizado nesta pesquisa, é um dos mais adotados na avaliação de impactos econômicos, conforme apresentado na revisão de literatura, e compara as firmas beneficiadas com os recursos do fundo, denominada de grupo de tratamento, com as companhias não beneficiadas, grupo de controle ou contrafactual. Assim, reduz o viés de seleção existente por meio do pareamento entre os dois grupos acima. Ressalta-se que Resende (2012) tentou diminuir esse viés por meio do método de primeira diferença, o qual usa a diferenciação para excluir a heterogeneidade individual

das firmas analisadas, em outras palavras, os fatores não observáveis e fixos no tempo que contribuem para um desempenho diferenciado na avaliação.

Apresenta-se a seguir brevemente o método de maneira formal. Considere uma empresa i e o resultado potencial $Y(T)$, onde T indica o tratamento e tem dois possíveis Estados: 1 para a situação de beneficiada pelo FCO e 0 para o caso de não ter sido financiada pelo fundo. Assim, o resultado observado para firma i na variável estudada é representado por:

$$Y_i = TY_i(1) + (1 - T)Y_i(0) \quad (1)$$

Assim, o impacto do financiamento na empresa i seria $V_i = Y_i(1) - Y_i(0)$. E a expectativa do impacto condicional ao tratamento é dado por:

$$V = E[V_i | T = 1] = E[Y_i(1) - Y_i(0) | T = 1] \quad (2)$$

Nesse caso não seria possível observar uma mesma firma nas situações simultâneas dos diferentes Estados, beneficiada e não beneficiada pela política. O resultado médio para o grupo de controle corresponderia ao resultado médio do contrafactual dos tratados na ausência do tratamento, se não fosse o viés de seleção. Logo, usa-se na avaliação um grupo de controle, o qual não recebeu o financiamento, e se obtém uma medida aproximada do impacto do tratamento:

$$E[Y_i(1) | T = 1] - E[Y_i(0) | T = 0] = V + \{E[Y_i(0) | T = 1] - E[Y_i(0) | T = 0]\} \quad (3)$$

O termo acima entre {} representa o viés de seleção proveniente da participação no tratamento, neste caso, na escolha da empresa em tomar ou não o FCO. Este é amenizado pelo método de estimador de pareamento (*matching*), o qual tem algumas premissas básicas. A principal hipótese desse modelo, que busca estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados, é que as variáveis observáveis X_i contêm todas as informações do resultado potencial *ex-ante* à firma decidir participar do tratamento ($Y_i(T)$). Logo, ao controlar pelo vetor X , a variável $Y_i(0)$ torna-se independente de T . Esta é a hipótese de seleção em observáveis (ou ignorabilidade) e pode ser descrita como:

$$Y_i(0) \perp T_i | X_i \quad (4)$$

A implicação desta hipótese é que o resultado da firma do grupo de controle é uma boa conjectura do que seria o resultado da empresa sem tratamento que possui as mesmas características observáveis (X). Então para estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados por meio do pareamento, precisa-se que a firma do grupo de tratamento tenha um par parecido no grupo de controle. Assim, outra hipótese necessária é que a região do vetor X que engloba os fatores observáveis dos tratados se sobreponha às características das empresas no grupo de controle, por isso chamada de hipótese de sobreposição. Esta é formalizada por:

$$0 < Pr[T_i = 1 | X_i] < 1 \quad (5)$$

Mesmo sob a suposição de que as características das empresas para a variável de interesse sejam similares entre os dois grupos, provavelmente a estimativa não fornece um valor exato do impacto da política, já que a própria participação no programa revela diferenças entre as firmas dos dois grupos. Assim, o *matching* busca contornar as dificuldades descritas anteriormente por meio da síntese das informações contidas nas variáveis em X , que afetam a participação no programa. Isso é feito através da estimativa (via *probit*, *logit* ou outro método) condicionada em observáveis. Portanto, ao invés de utilizar cada fator observável diretamente, usa-se a probabilidade de participação derivada dessa estimativa, *propensity score*. O método de *propensity score* (Rosenbaum e Rubin, 1983) faz o pareamento nos escores de propensão em vez de fazê-lo no X diretamente, sendo este denotado por $p(x)$, onde:

$$p(x) = Pr[T=1 | X=x] \quad (6)$$

Existem diferentes tipos de *matching* baseados nas estimativas de *propensity score*. Uma descrição mais cuidadosa pode ser encontrada na literatura empírica de avaliação de impacto de políticas públicas⁷. O pareamento pode ser feito a partir de diferentes tipos: o de estratos (*stratification matching*), o vizinho mais próximo (*nearest neighbor matching*), de vizinhos dentro de um

.....
7 Ver Dehejia e Wahba (2002); e Becker e Ichino (2002),

raio fixo (*radius matching*) e o *matching* a partir de uma função densidade (*kernel matching*). Como se tratam de meios diferentes opta-se aqui por utilizar os métodos mais usados nesta literatura, que são os do vizinho mais próximo e de kernel.

Ressalta-se que ambos os métodos são válidos sobre o pressuposto de seleção em observáveis. A diferença fundamental entre o MQO e o PSM é que enquanto o primeiro faz um pressuposto sobre a forma funcional da expectativa condicional de Y dado X e T , o método de PSM faz um pressuposto sobre a forma funcional da probabilidade condicional de T dado X (ou, no caso de tratamento contínuo, da média condicional de T dado X). Em essência, ambos os procedimentos combinam um pressuposto comum sobre a distribuição dos termos não observáveis, sumarizado pela equação (4), com um pressuposto sobre a forma funcional⁸.

Os resultados obtidos via PSM consideram o efeito médio do tratamento quando a variável de tratamento é binária. Portanto, refletem uma intervenção homogênea entre os tratados. O crédito obtido via FCO é uma variável contínua que possivelmente apresenta efeitos heterogêneos sobre variáveis ligadas à produtividade - como o salário - e ao uso do insumo trabalho - como o número de empregados - de acordo com o montante emprestado. Vários fatores podem determinar esse efeito diferenciado de acordo com o montante de crédito tomado. A motivação do empréstimo, e.g. para a ampliação da produção, renovação do maquinário, quitação de dívidas com maior taxa de juros, compra de insumos, etc., além de características como economias de escala, retornos decrescentes, constantes ou crescentes, substituição ou complementaridade entre os insumos capital, trabalho e terra, devem determinar diferentes efeitos sobre emprego e renda. Logo, procuramos estimar se um aumento da intensidade do tratamento, no caso, valor do financiamento, produz efeitos maiores que um tratamento de menor intensidade.

O desafio é comparar empresas com características suficientemente similares, mas com diferentes intensidades de tratamento, com o objetivo de construir um cenário de quase-experimento. Neste sentido, Imbens (2000) e Hirano e Imbens (2004) propõem a estimativa de uma função dose-resposta. Essa função se baseia na estimativa da probabilidade

.....

8 No estudo este pressuposto sobre forma funcional é realizado de forma implícita na especificação do *logit* para o caso do tratamento dicotômico. No caso do tratamento contínuo o pressuposto é sumarizado pela equação (8).

de recebimento de cada nível de tratamento $T_i = t$, dado por $r(t, X)$. Os autores demonstram que, condicional à probabilidade de recebimento do tratamento t , o *status* de tratamento independe do resultado potencial na ausência da intervenção. Essa propriedade, análoga à hipótese do modelo PSM, é denominada por ignorabilidade fraca.

$$Y(t) \perp 1[T=t] | r(t, X), \forall t \quad (7)$$

Para estimar $r(t, X)$, assume-se que o tratamento tenha uma distribuição normal, condicional nas variáveis de controle, isto é, $T_i | X \sim N(\beta_0 + \beta_1 X_i, \sigma^2)$. Após estimar os parâmetros β , é possível obter o valor da função densidade de probabilidade associado ao valor observado da variável de tratamento.

$$\hat{r}_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\hat{\sigma}^2} (T_i - f(\hat{\beta}, X_i))^2\right) \quad (8)$$

Para obter a relação condicional $Y | r(t, X)$ regide-se o resultado sobre o tratamento para definir os *propensity scores* generalizados.

$$E[Y_i | T_i, \hat{r}_i] = \alpha_0 + \alpha_1 f(T_i) + \alpha_2 f(T_i)^2 + \alpha_3 \hat{r}_i + \alpha_4 \hat{r}_i^2 + \alpha_5 f(T_i) \hat{r}_i \quad (9)$$

A equação acima informa a relação entre o resultado observado, o tratamento e a probabilidade de receber cada nível de tratamento. Uma vez estimados os coeficientes α_i , pode-se avaliar os resultados potenciais para cada nível de tratamento.

$$\begin{aligned} \hat{E}[Y(\tilde{T})] = & \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 f(\tilde{T})_i + \hat{\alpha}_2 f(\tilde{T}_i)^2 + \hat{\alpha}_3 \tilde{r}_i(\tilde{T}_i) + \\ & + \alpha_4 \tilde{r}_i^2(\tilde{T}_i) + \alpha_5 \tilde{r}_i(\tilde{T}_i) \end{aligned} \quad (10)$$

Cada nível de tratamento \tilde{T} informa um resultado potencial médio $\hat{E}[Y(\tilde{T})]$. A avaliação de vários níveis de tratamento permite descrever a função dose-resposta. Em seguida, pode-se estimar o efeito de um incremento marginal ($\varepsilon > 0$) no empréstimo sobre o crescimento do emprego e do salário, variáveis de interesse. Assim, esse efeito é dado por:

$$\theta(\tilde{T}) = E[Y_i(\tilde{T} + \varepsilon)] - E[Y_i(\tilde{T})] \quad (11)$$

Por fim, como demonstra Angrist e Pischke (2009), ressalta-se que as técnicas de pareamento (*propensity score*) fazem a suposição de independência condicional para estabelecer relação causal entre as variáveis de regressão. Neste sentido, o pareamento é uma estratégia de controle com a premissa de seleção em observáveis, de modo que a causalidade não é diretamente verificada e deve ser relativizada nas interpretações seguintes.

4.1 Base de dados e especificações

A análise dos microimpactos do FCO Empresarial no Estado de Goiás necessitou da junção de duas bases de dados. Uma parte dos microdados utilizou as informações da Rais, que possui cobertura censitária das empresas brasileiras do setor formal. Esta possui informações de todas as plantas instaladas no Estado, assim como possui as características de cada empregado, combinando o empregador ao empregado. E outra parte, dos dados de contratações das firmas que requisitaram financiamentos⁹ no período analisado, junto ao agente concessionário em Goiás – Conselho de Desenvolvimento do Estado, ligado à antiga Secretaria de Indústria e Comércio do Governo do Estado de Goiás (CDE/FCO), o qual é repassado pelo Banco do Brasil. Os valores agregados foram conferidos nos relatórios de informações gerenciais, publicados anualmente pelo Ministério da Integração Nacional.

A partir das informações fornecidas anteriormente, foi possível identificar as empresas presentes no banco de dados da Rais dos anos analisados, tanto das que tinham recebido o financiamento do FCO, quanto as que não foram beneficiadas. A identificação das firmas financiadas com os dados da Rais foi feita por meio do Cadastro Nacional das Pessoas Jurídicas – CNPJ, respeitando o caráter de sigilo das informações.

No grupo de tratamento estão as empresas que receberam empréstimos do FCO Empresarial no período analisado e puderam ser identificadas na Rais – em alguns casos verificou-se o financiamento apenas no primeiro ano do período e em outros, o empréstimo em qualquer um dos anos do intervalo especificado, assim como em Resende (2012). O grupo de controle é composto por empresas existentes na Rais que não receberam financiamento do FCO Empresarial em todo o período analisado. Vale ressaltar

9 O índice de preços utilizado para atualização dos valores monetários foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE, mesmo utilizado em diversos estudos dessa área.

que nem todas as empresas que receberam financiamentos apareceram na Rais naquele determinado ano, pois em alguns casos foram utilizados o Cadastro de Pessoas Físicas (CPF) para obter o financiamento.

Entre 2004 e 2011, 27.845 das 65.500 empresas foram encontradas na Rais nos dois anos analisados, ou seja, um atrito próximo a 57%. Destas, 560 faziam parte do grupo de tratamento, sendo que inicialmente aproximadamente 1.600 haviam, de fato, tomado o recurso do FCO Empresarial. No entanto, a perda de informação entre 2008 e 2011 foi menor, sendo o atrito total – i.e. a perda de informação da amostra ao longo do tempo – de 41% das empresas financiadas e de 51% das não financiadas, respectivamente. Ou seja, proporcionalmente, mais empresas apareceram na Rais entre 2008 e 2011, o que permitiu analisar melhor os seus registros.

Duas variáveis dependentes foram utilizadas na avaliação: variação percentual do emprego e do salário médio, representadas como Y_i na equação (12). A variável de tratamento FCO é representada por uma *dummy* em que 1 indica se a firma recebeu o empréstimo e zero se ela não foi beneficiada, simbolizada por D_i . As variáveis de controle são as mesmas de Resende (2012)¹⁰ e foram levantadas a partir dos dados da Rais no ano base da regressão, isto é, do primeiro ano do intervalo. Elas são: anos de escolaridade média dos trabalhadores; idade média dos trabalhadores; *dummy* para cada mesorregião do Estado (Sul, Norte, Noroeste, Centro e Leste); *dummy* de porte, de acordo com o número de empregados;¹¹ e *dummy* de setor econômico (indústria e comércio/serviços), baseado na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0), reproduzidas no vetor X_i na equação adiante, a qual apresenta a estimativa que testa o efeito do tratamento, onde subscrito i diz respeito à firma e ε_i é o termo de erro.

$$Y_i = \beta X_i + \delta D_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

5 Resultados

A tabela 1 apresenta as médias das variáveis usadas no estudo, no nível da firma, de acordo com a amostra referente ao período considerado, portan-

10 A exceção foi uma variável que é a interação entre a idade média e *dummy* de indústria. Essa interação foi necessária para balancear as variáveis após o pareamento.

11 Pequena empresa (um a 49 empregados), média (cinquenta a 99) e grande (maior que cem).

to, se tratam das estatísticas descritivas pós-pareamento. Percebe-se que a maior parte das empresas do Estado que tomaram o FCO Empresarial se localizam nas mesorregiões centro e sul, são de pequeno porte¹² e pertencem ao setor de comércio e serviços. Ademais, se vê que na média, a escolaridade dos trabalhadores entre os períodos aumentou, assim como a remuneração e a idade média, além do número de empregados.

Tabela 1 Estatísticas das variáveis no nível da empresa, por período e grupo

Variáveis	2004-2011		2004-2008		2008-2011	
	Trata- mento	Controle	Trata- mento	Controle	Trata- mento	Controle
Mesorregião						
Centro (%)	61,9	63,3	62,5	64,7	55,5	55,6
Norte (%)	4,6	5,2	4,9	3,8	2,5	2,3
Leste (%)	2,6	1,6	2,2	2,2	5,3	5,4
Sul (%)	28,2	27,0	28,7	26,9	33,6	33,7
Noroeste (%)	2,8	3,0	1,6	2,4	3,1	3,1
Setor						
Indústria (%)	21,2	20,8	21,1	20,2	21,1	21,1
Comércio/serviços (%)	78,8	79,2	78,9	79,8	78,9	78,9
Tamanho (empregados)						
Pequenas (1 a 49) (%)	96,2	95,6	97,1	96,5	96,2	96,6
Médias (50 a 99) (%)	1,4	2,6	1,3	2,0	2,3	2,0
Grandes (mais que 99) (%)	2,4	1,8	1,6	1,5	1,4	1,4
Idade média dos empregados	29,30	29,58	29,35	29,29	30,30	30,30
Escolaridade média (anos)	10,02	10,04	10,04	10,14	10,32	10,34
Número médio de empregados	18,96	20,34	18,34	17,66	15,61	18,70

Fonte: Rais 2004 e 2008.

Elaboração: autor. Obs.: As médias acima se referem aos grupos com suporte comum, após pareamento. Os valores se referem ao ano inicial do intervalo considerado.

Vale ressaltar que todas as variáveis foram balanceadas para a estimativa do *propensity score* e nenhum dos testes de diferenças de médias mostra di-

12 A amostra de empresas de grande porte é pequena porque existem em menor quantidade, informação confirmada pelo percentual verificado no universo de empresas da Rais, 954 de 65.500, similar ao apresentado nas regressões adiante, que tiveram uma perda de, aproximadamente, 48% do total de observações.

ferença estatisticamente significante para as variáveis independentes após o pareamento, indicando que os grupos de tratamento e controle se tornaram similares. A divisão entre os períodos 2004-2008 e 2008-2011 visa entender a diferença intertemporal do efeito do fundo, especialmente porque os intervalos coincidem com os períodos pré e pós-crise econômica, o que pode ter influenciado a contratação e o salário dos empregados.

Excluíram-se todas as empresas do período que tomaram o financiamento no resto do período para composição do grupo de controle. A título de exemplo, na primeira coluna as empresas tratadas pegaram empréstimo do fundo em 2004 e as de controle não pegaram neste ano e nem nos demais anos do intervalo considerado.

As tabelas 2, 3 e 4 apresentam parte dos principais resultados da avaliação. A tabela 2 mostra o efeito do FCO Empresarial para as variáveis dependentes, variação do emprego e variação do salário médio. É avaliado o período 2004 a 2011, além de dois subperíodos, 2004-2008 e 2008-2011, sendo observado se a firma tomou empréstimo no início de cada período, ou seja, no intervalo de 2004-2011, portanto, verifica-se o efeito do FCO do ano de 2004¹³.

Em relação às variáveis de resultado, menos de 5% das empresas teve queda dos salários médios e o primeiro quartil perdeu empregos entre 2004 e 2011. De maneira geral, a situação foi melhor para as empresas que tomaram FCO, as quais perderam menos empregos e tiveram maior incremento de trabalhadores e salários médios. Neste sentido, algumas empresas apresentaram crescimento de empregos e salários superiores a vinte vezes, nos períodos analisados. Estes casos, isto é, *outliers*, foram excluídos da amostra e representaram menos de 1% das empresas – ao se realizar uma análise descritiva destas, percebe-se que foram exatamente as firmas pequenas que melhoraram substancialmente de situação.

A seguir são apresentados os principais resultados do estudo, isto é, das regressões MQO e dos métodos de pareamento. Primeiramente, com a variável tratamento binária, a qual é separada a em três análises: das empresas que realizaram um financiamento no período e, em seguida, daquelas que receberam mais de um financiamento. Em ambos os casos, os

13 Com o objetivo de sintetizar os resultados, apenas os coeficientes referentes ao tratamento (*dummy* FCO Empresarial) foram apresentados, de modo que os parâmetros das variáveis de controle não são disponibilizados. Pode-se dizer que estes foram significantes na maior parte das regressões MQO e *probit* – para a etapa de pareamento.

grupos tratados são comparados com as firmas não financiadas – controle. Depois é realizada uma diferenciação por porte com o intuito de distinguir o efeito do financiamento nas empresas pequenas das médias e grandes. E na última subseção, seguem os resultados com a variável tratamento contínua, ou seja, que considera o valor do financiamento e, portanto, permite explorar a variação do seu impacto.

5.1 PSM com grupo de tratamento de empresas que realizaram um financiamento no período

Inicialmente, constam os resultados da regressão de MQO sem as variáveis de controle, que pode ser entendida como a diferença de médias entre os grupos de tratamento e controle. Em seguida, estende-se para a regressão de MQO com as variáveis de controle. Essa regressão testa a importância do efeito do tratamento sobre o crescimento dos empregos e salários independentemente do viés de seleção. Entretanto, essas estimativas são apresentadas para efeitos de comparação com as outras estratégias empíricas.

Não necessariamente, as estimativas produzidas a partir do MQO, PSM e PSG trazem um valor confiável para o impacto do FCO, tendo em vista a omissão de variáveis relevantes no modelo ou o fato de a escolha dos tratados não se dar de forma aleatória, de modo que pode haver um viés de seleção. O PSM e o PSG não tratam da omissão de variáveis, mas buscam minimizar o viés de seleção encontrado no MQO ao se buscar encontrar firmas semelhantes nas variáveis observáveis.

Como pode-se observar na Tabela 2, as regressões têm coeficientes similares, os quais são igualmente significantes e seguem a mesma direção para ambos os casos (com e sem controle). Na maioria dos casos os parâmetros estimados por MQO e PSM se assemelham com os encontrados após o pareamento¹⁴. Em alguns casos, os coeficientes estimados pelo método PSM perdem a significância estatística. Por exemplo, os resultados de MQO, que indicam efeito na variação dos salários médios entre 2004 e 2008 devido à sua significância estatística, se mostraram insignificantes na análise do PSM. O uso deste método alternativo, que reduz o viés que afeta os resultados do efeito de tratamento, tem a vantagem de não im-

14 Os coeficientes da regressão *probit*, no tratamento (financiamento do FCO Empresarial) não foram apresentados para não tornar a leitura exaustiva.

por uma forma funcional linear aditiva nas variáveis dependentes e ainda possibilita a comparação com outros artigos da literatura, a exemplo de Resende (2014a).

De acordo com o método de PSM vizinho mais próximo (e PSM kernel) entre os anos de 2004 e 2008, as empresas que tomaram financiamento do FCO Empresarial no ano de 2004, incrementaram seus empregos em média em 63,3p.p. (e 45,9p.p., kernel) a mais que as companhias que não pegaram empréstimos do FCO nestes anos. Em média e após o pareamento¹⁵ do vizinho mais próximo, as firmas que receberam financiamento aumentaram o número de empregos em 78,5%, enquanto as que não usaram o fundo aumentaram em apenas 15,1% – salienta-se que esses valores não constam na tabela. Essa diferença (63,3p.p.) é o efeito médio do tratamento sobre as tratadas. Esse resultado está de acordo com pesquisas anteriores sobre os Fundos Constitucionais (SILVA *et al.* 2006; e SOARES *et al.* 2009).

Chama atenção o impacto do FCO Empresarial nos salários médios. Todas as regressões que analisam o período de 2004 a 2011 são estatisticamente significantes e mostram que as firmas que se financiaram com o fundo tiveram um incremento no salário médio maior que as empresas que não foram beneficiadas com o FCO Empresarial. Esse resultado é importante porque, em geral, os estudos anteriores não encontraram efeitos significantes dos Fundos Constitucionais sobre o salário médio. Além disso, a variação nos salários indica que as empresas podem estar aumentando a sua produtividade.

Na análise por período, o FCO Empresarial impactou positivamente no maior número de empregos entre os anos de 2004 e 2008, quando a economia cresceu mais. Por outro lado, entre os anos de 2008 e 2011, há fracas evidências de diferença nas contratações das empresas que utilizaram ou não o fundo. Em relação ao salário médio, não se verifica impacto no período de 2008 a 2011. Entre 2004 e 2008, as regressões de MQO sugerem uma relação estatisticamente significativa do FCO com o salário, entretanto, por PSM não verificamos tal efeito. Considerando todo o período, o FCO afetou o crescimento dos salários médios. Possivelmente a crise provocou mudanças das séries de crescimentos, consequentemente, influenciando nos efeitos dos financiamentos.

15 Ressalta-se que a diferença entre a amostra superior (MQO) e a inferior (PSM) é igual ao número de observações que ficaram fora do suporte comum.

Tabela 2 Microimpactos do FCO Empresarial, para financiamentos no primeiro ano do intervalo, sobre o crescimento dos empregos e salários médios

FCO ano inicial	Variação do emprego			Variação do salário médio		
	2004-2011	2004-2008	2008-2011	2004-2011	2004-2008	2008-2011
MQ0 sem variáveis de controle	**0,6115 (2,55)	***0,4358 (2,94)	-0,0721 (1,08)	***0,1176 (2,99)	***0,1014 (2,88)	0,01287 (1,08)
MQ0 com variáveis de controle	**0,5953 (2,47)	***0,4276 (2,88)	*-0,1089 (1,62)	**0,0877 (2,24)	**0,0854 (2,43)	0,0057 (0,48)
Número de observações (controle)	27845	35363	47009	27845	35363	47009
(tratamento)	560	611	1924	560	611	1924
Propensity score vizinho mais próximo	**0,8777 (2,07)	**0,6337 (2,31)	0,0130 (0,02)	***0,1356 (2,94)	0,0972 (1,12)	0,0317 (1,23)
Propensity score kernel	0,6684 (1,59)	*0,4599 (1,70)	*-0,0717 (1,77)	***0,1223 (3,49)	0,1123 (1,37)	0,0035 (0,35)
Número de observações (controle)	27845	35363	47007	27845	35363	47007
(tratamento)	504	550	1733	504	550	1733

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: Estatística T em parênteses; * $p<0.10$; ** $p<0.05$; *** $p<0.01$.

Obs.: Número de observações: no PSM a amostra usada foram as firmas que tiveram suporte comum.

5.2 PSM com grupo de tratamento de empresas que realizaram mais de um financiamento no período

Em seguida, verifica-se o efeito do FCO utilizando todas as empresas que pegaram empréstimos em qualquer um dos anos do intervalo especificado na coluna. Esta é outra maneira de compor o grupo de tratamento e verificar os efeitos do fundo, tornando a análise mais robusta. Esta análise foi feita porque, além de chamar atenção para um possível viés devido ao “duplo tratamento”, proveniente dos efeitos dos demais financiamentos, revela a diferença de resultados entre os dois casos.

As empresas que receberam mais de um financiamento no período de 2004 e 2011, pegaram, em média, 1,9 empréstimos. Para o intervalo de 2004 a 2008, a média das tratadas foi de 2,2 contratos. E para os anos de 2008 e 2011, a média foi de 1,5 financiamentos para as beneficiadas. Desse modo, mensura-se o efeito do FCO Empresarial agregado de todo o período (tabela 3) e não apenas para um ano específico.

Tabela 3 Microimpactos do FCO Empresarial, para financiamentos em quaisquer anos do intervalo, sobre o crescimento dos empregos e salários médios

FCO inicial	Variação do emprego			Variação do salário médio		
	2004-2011	2004-2008	2008-2011	2004-2011	2004-2008	2008-2011
MQO sem variáveis de controle	***0,416 (5,48)	***0,3375 (4,20)	***0,1302 (3,81)	***0,0946 (7,35)	***0,0876 (4,43)	0,0056 (0,93)
MQO com variáveis de controle	***0,4044 (5,19)	***0,3308 (4,09)	***0,0997 (2,85)	***0,0607 (4,63)	***0,0703 (3,54)	-0,0028 (0,47)
Número de observações (controle)	27845	35363	47009	27845	35363	47009
(tratamento)	6004	2110	8048	6004	2110	8048
Propensity score vizinho mais próximo	***0,4888 (5,78)	***0,4901 (5,20)	0,2234 (0,53)	0,0272 (1,16)	***0,1005 (2,67)	0,0142 (0,50)
Propensity score kernel	***0,4061 (5,92)	***0,3633 (4,07)	***0,1256 (4,11)	***0,0590 (4,61)	***0,0914 (2,67)	-0,0056 (1,05)
Número de observações (controle)	27845	35363	47007	27845	35363	47007
(tratamento)	5404	1899	7255	5404	1899	7255

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: Estatística T em parênteses; * $p<0.10$; ** $p<0.05$; *** $p<0.01$.

Obs.: 1 – Erro padrão robusto à heterocedasticidade.

2 – Número de observações: no PSM a amostra usada foram as firmas que tiveram suporte comum.

Após o pareamento pelo vizinho mais próximo, as empresas que usaram o FCO em qualquer um dos anos entre 2004 e 2011 incrementaram em média 102,3% o número de empregos. Já as firmas que não tomaram, aumentaram 53,4% os empregos gerados. Apesar de estes valores não constarem na tabela acima, sua diferença, revela o impacto de 48,8p.p. sobre o incremento no número de empregos. Para essa variável, o pareamento por kernel leva a resultados mais parecidos com os verificados pelas regressões de MQO, em torno de 40p.p. Em ambos os casos, o valor é estatisticamente significativo e alto.

No que diz respeito aos salários médios, os resultados indicam um impacto do FCO Empresarial de aproximadamente 10 pontos percentuais para o período de 2004 e 2008. Entre 2004 e 2011 existem evidências de efeito positivo do fundo, exceto pelo método do vizinho mais próximo.

Percebe-se que os resultados acima variam de acordo com as diversas amostras, modelos e variáveis de resultados, apesar de seguirem a mesma tendência. A comparação entre modelos revela algumas divergências, especialmente no que diz respeito às significâncias estatísticas, e os sinais

dos coeficientes convergem na maioria dos modelos. Um exemplo é o confronto entre o PSM kernel e o MQO para o crescimento do emprego, no caso da amostra com financiamentos tomados no primeiro ano do intervalo (tabela 2). Em relação ao crescimento salarial, a divergência entre o PSM e o MOQ se dá no intervalo 2004 a 2008.

5.3 Análise por porte – PSM com tratamento de um financiamento no período

Como a variável de resultado é crescimento percentual do emprego, empresas que apresentam um número de empregados muito pequeno têm crescimento muito maior. Portanto, é possível que o efeito do fundo entre as empresas pequenas seja diferente das empresas médias e grandes. Neste caso, foi realizado um teste de robustez com a variável de número de empregados contínua e não escalonada, isto é, com o uso da variável pré-tratamento contínua como variável de controle ao invés de *dummies* de porte. Contudo, os resultados não se alteraram significativamente¹⁶. Apesar disso, assim como o estudo de Silva, Resende e Silveira Neto (2009), este trabalho faz uma análise das firmas por porte, para o caso do FCO tomado no primeiro ano do intervalo considerado.

Para o período total (2004 a 2011), em geral, o FCO afetou mais as contratações nas empresas pequenas que nas empresas grandes e médias, em termos proporcionais ou em percentual de empregos (usando o algoritmo de pareamento do vizinho mais próximo). Ressalta-se que as empresas grandes podem ter tido impacto menor, contudo, o nível de contratação pode ter sido maior em termos agregados, já que essas concentram maior número de trabalhadores. Em relação ao salário médio, apesar da não significância estatística do PSM, os resultados revelam uma diferença relevante na comparação de portes, no período entre 2004 e 2008. No caso, as empresas médias e grandes beneficiadas não tiveram seus salários médios afetados pelo FCO Empresarial. Provavelmente, o investimento gerou um incremento de capital que se refletiu na produtividade e, logo, nos salários das firmas menores, ao contrário das maiores, em que os empréstimos tiveram efeito nulo.

16 Os coeficientes referentes à variável de tratamento mantiveram o mesmo sinal e significância, apesar de terem variado numericamente.

Tabela 4 Microimpactos do FCO Empresarial do primeiro ano do período sobre o crescimento dos empregos e salários médios – por porte.

FCO inicial	Variação do emprego			Variação do salário médio		
	2004-2011	2004-2008	2008-2011	2004-2011	2004-2008	2008-2011
Pequenas						
MQO sem variáveis de controle	**0,6476 (2,56)	***0,4418 (2,83)	-0,0725 (1,05)	***0,1297 (3,17)	***0,1140 (3,10)	0,01 (0,82)
MQO com variáveis de controle	**0,6259 (2,46)	***0,4303 (2,75)	*-0,1124 (1,61)	**0,0967 (2,37)	***0,0958 (2,60)	0,0037 (0,30)
Número de observações (controle)	26647	34023	45138	26647	34023	45138
(tratamento)	523	572	1847	523	572	1847
Propensity score vizinho mais próximo	*0,7944 (1,70)	**0,6292 (2,14)	0,0068 (0,01)	**0,1182 (2,16)	0,1224 (1,33)	0,0301 (1,17)
Propensity score kernel	0,6968 (1,55)	*0,4809 (1,66)	*-0,0741 (1,76)	***0,1291 (3,52)	0,1128 (1,29)	0,0005 (0,06)
Número de observações (controle)	26647	34023	45136	26647	34023	45136
(tratamento)	471	515	1663	471	515	1663
Médias e grandes						
MQO sem variáveis de controle	0,2229 (0,74)	***0,4334 (3,57)	-0,0626 (0,30)	-0,0204 (0,15)	-0,0481 (0,53)	*0,0803 (1,81)
MQO com variáveis de controle	0,3045 (1,00)	***0,4893 (3,97)	-0,0034 (0,02)	0,0245 (0,18)	-0,0582 (0,63)	*0,0712 (1,59)
Número de observações (controle)	1198	1340	1871	1198	1340	1871
(tratamento)	37	39	77	37	39	77
Propensity score vizinho mais próximo	0,1255 (0,33)	***0,7132 (2,68)	0,0511 (0,49)	0,0166 (0,12)	-0,1163 (0,70)	0,0412 (0,48)
Propensity score kernel	*0,3337 (1,64)	**0,4914 (2,09)	-0,0307 (0,35)	-0,0598 (0,56)	-0,0759 (0,95)	0,0705 (1,37)
Número de observações (controle)	1073	1209	1734	1073	1209	1734
(tratamento)	34	36	70	34	36	70

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: Estatística T em parênteses; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Obs.: Número de observações: no PSM a amostra usada foram as firmas que tiveram suporte comum.

5.4 Propensity score generalizado e função dose-resposta

Foram avaliados os efeitos do total de crédito contratado entre 2004 e 2011, entre 2004 e 2008, e entre 2008 e 2011, utilizando o método PSG. Ao

invés de usar o tratamento na forma logarítmica, usou-se a transformação Box-Cox, a fim de obter resíduos normalmente distribuídos. Além disso, como a seleção em não observáveis é uma questão ainda mais delicada na modelagem PSG, foi realizado o teste de sensibilidade de Becker e Caliendo (2007). Este teve estimativas positivas no que diz respeito à variação do emprego entre 2004 e 2011, mostrando que o efeito do tratamento pode ter sido ainda maior que o calculado na estimativa anterior, a depender do viés (variáveis não observadas). No caso da variação na renda, o resultado do teste foi negativo, apesar de não estatisticamente significativo. De qualquer modo, não há qualquer certeza a respeito da hipótese de seleção em observáveis para esta configuração. O que se pode afirmar, é que os resultados são sensíveis a esta premissa, de modo que haja cautela nas suas interpretações.

Apesar dos coeficientes médios do tratamento variarem entre os períodos, como foi apresentado no caso anterior, as curvas de efeito marginal foram similares entre os períodos, apresentando, em média, um efeito ascendente dos financiamentos no caso dos empregos e não linear no caso dos salários médios. A análise do efeito dose se inicia por volta de R\$ 20 mil, valor dos menores financiamentos da amostra. Em todos os casos, os efeitos crescentes iniciais podem indicar que os baixos valores emprestados aumentam seu efeito à medida que o capital passa a ter escala para gerar a contratação de trabalhadores ou elevar a produtividade.

Os resultados do PSM indicam o efeito médio do FCO Empresarial nos empregos, sem detalhar a intensidade do impacto de acordo com a dose. Por outro lado, o método de dose-resposta aponta a variação do efeito conforme o valor do financiamento. Neste caso, a análise foi feita para o financiamento realizado no primeiro ano do intervalo em questão.

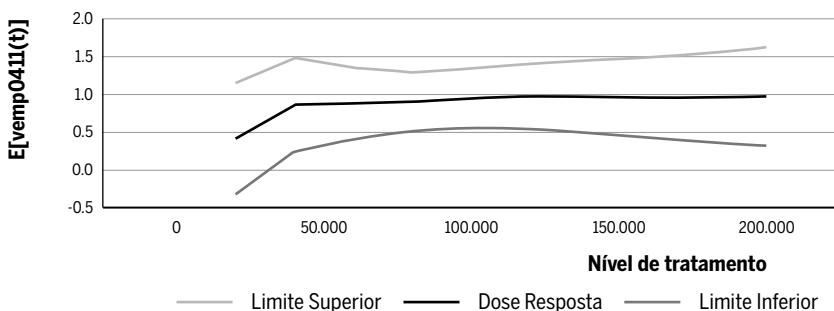
No gráfico 2A, nota-se que um aumento do crédito contratado entre 2004 e 2011 aumenta a taxa de crescimento do emprego, especialmente para empréstimos até R\$ 50 mil. A partir daí o efeito se reduziria de forma expressiva, o que sugere que o impacto do aumento do valor do financiamento não mudaria tanto. Isso é demonstrado pelo gráfico 2B, que mostra o efeito marginal do tratamento, no qual se pode observar que este decairia substancialmente até os financiamentos com valor de R\$ 50 mil. Os intervalos de confiança foram obtidos por *bootstrap*, com quinhentas replicações¹⁷.

17 Abadie e Imbens (2006) descrevem as propriedades assintóticas dos estimadores de *matching* e propõem uma forma analítica para o cálculo da variância. Portanto, o leitor deve

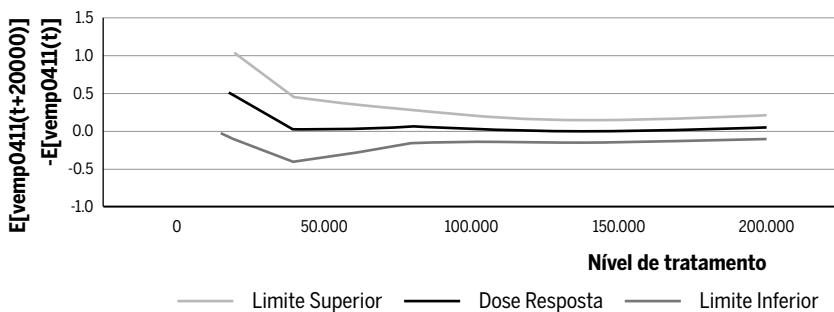
Em virtude do tamanho dos intervalos de confiança a 95%, não se pode dizer que tal relação é estatisticamente significativa, pois o efeito marginal nulo se encontra dentro do intervalo de confiança em todos os níveis de tratamento avaliados. As interpretações para os outros períodos são análogas.

Gráfico 2 Dose resposta do emprego entre 2004 e 2011

a **Função Dose Resposta**



b **Função Efeito do Tratamento**



Nota: Intervalo de Confiança a 95%. Função Dose Resposta = Previsão Linear.

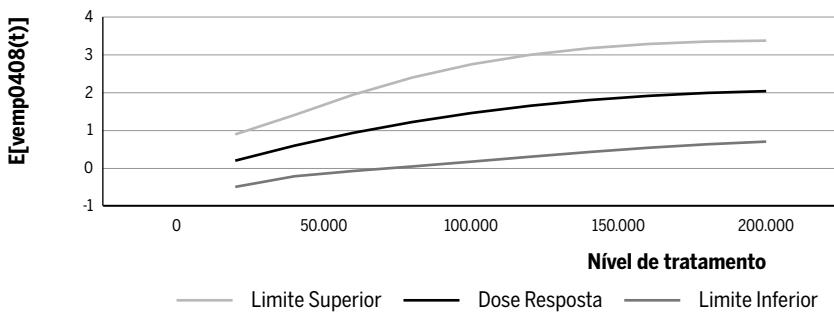
Fonte: Elaboração do autor.

Os resultados dos gráficos 3A e 3B foram obtidos excluindo-se 10% da amostra em cada extremo da distribuição, a fim de balancear as covariadas. Neste gráfico nota-se que o crédito contratado entre 2004 e 2008 está positivamente relacionado com a taxa de variação do emprego. O limite inferior do intervalo de confiança nesse caso é superior a zero para alguns níveis de tratamento analisados, o que sugere que a relação é estatistica-

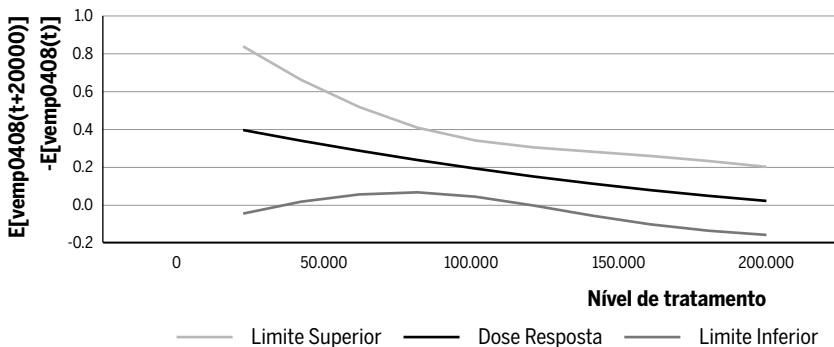
.....
estar atento sobre a interpretação da significância estatística dos coeficientes estimados.

mente significativa. O salário médio também apresenta uma relação positiva com o montante de crédito contratado. Em ao menos um pequeno trecho do gráfico 5B pode-se observar que o limite inferior do intervalo de confiança é maior que zero o que referenda a significância estatística da relação entre o tratamento e o salário médio. Quando se considera como tratamento somente o crédito contratado entre 2008 e 2011, conforme apresentado nos gráficos 6 e 7, as relações positivas são visualmente observadas, mas não há significância estatística nessa associação.

Gráfico 3 Dose resposta do emprego entre 2004 e 2008
a **Função Dose Resposta**



b Função Efeito do Tratamento



Nota: Limites de Confiança ao nível de 95%. Função Dose Resposta = Previsão Linear.

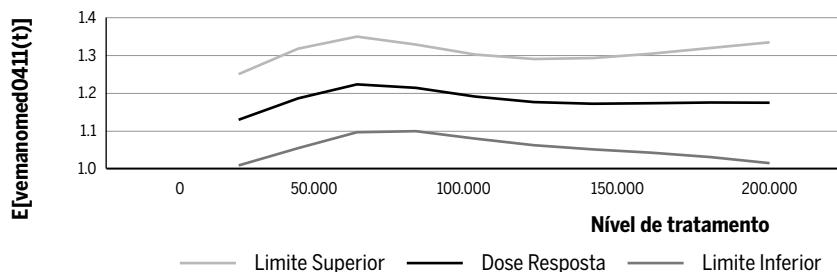
Fonte: Elaboração do autor.

Nos gráficos 4A e 4B, nota-se que os empréstimos até R\$ 50 mil apresentam uma associação positiva com a taxa de crescimento dos salários. Para empréstimos de valores superiores, essa relação se inverte. Entretan-

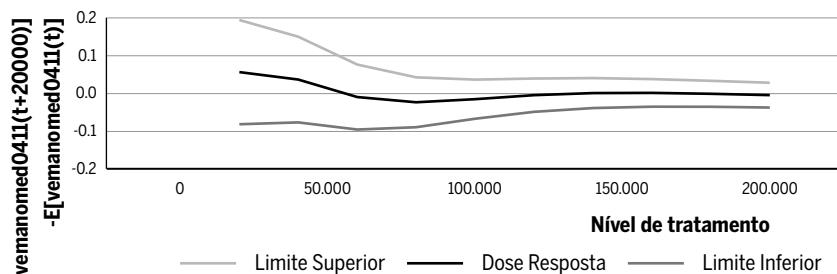
to, pouco se pode afirmar devido ao tamanho dos intervalos de confiança, especialmente da função do efeito do tratamento. Em ambos os períodos analisados, o efeito do aumento do financiamento sobre o incremento do salário é crescente, sugerindo uma relação positiva entre o valor do FCO Empresarial e um aumento da produtividade do trabalho.

Gráfico 4 Dose resposta do salário-médio entre 2004 e 2011

a Função Dose Resposta



b Função Efeito do Tratamento



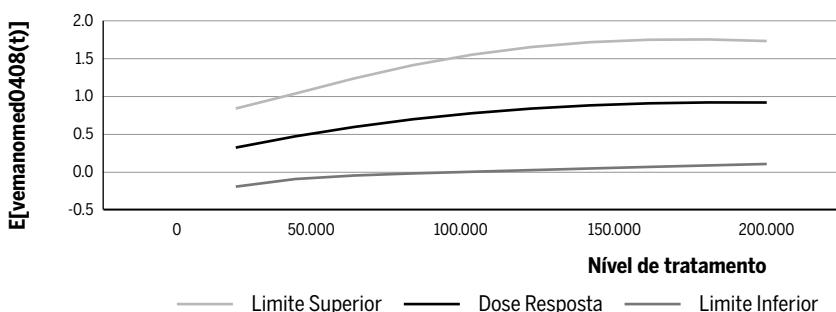
Nota: Limites do Intervalo de Confiança ao nível de 95%. Função Dose Resposta = Previsão Linear.

Fonte: Elaboração do autor.

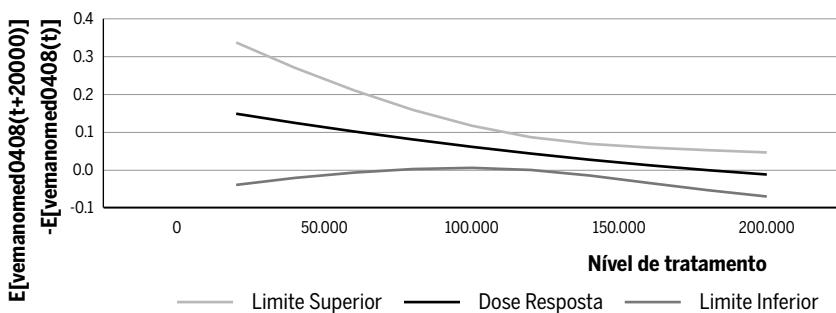
Em suma, a função dose-resposta encontrada pelo PSG apresenta evidências de que os níveis de financiamento do FCO Empresarial de 2004 estão relacionados positivamente com maiores níveis de crescimento de empregos e salários, entre 2004 e 2011. Os gráficos mostram que o limite inferior do intervalo de confiança é superior a zero ao menos para algum nível de tratamento nos três períodos analisados. Neste sentido, a visualização de não linearidade da função dose resposta, e a própria exceção, demandam estudos adicionais com novos dados.

Gráfico 5 Dose resposta do salário médio entre 2004 e 2008

a Função Dose Resposta



b) Função Efeito do Tratamento

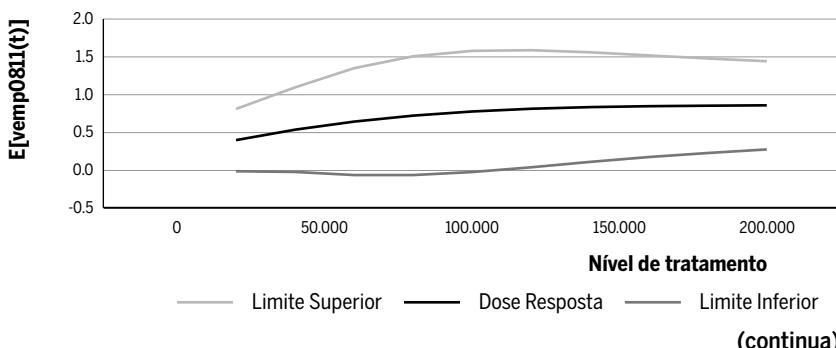


Nota: Intervalos de Confiança ao nível de 95%. Função Dose Resposta = Previsão Linear.

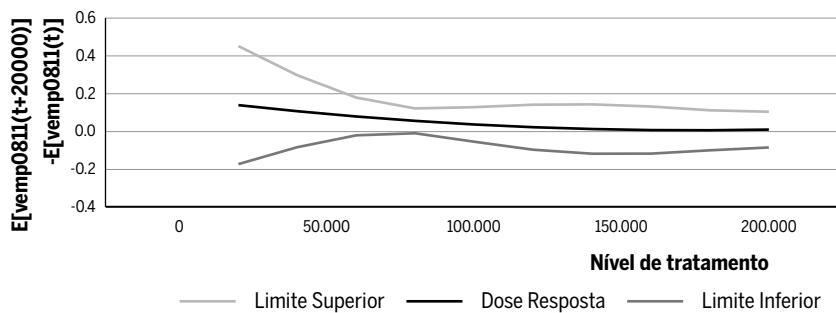
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 6 Dose resposta do emprego entre 2008 e 2011

a) Função Dose Resposta



b Função Efeito do Tratamento

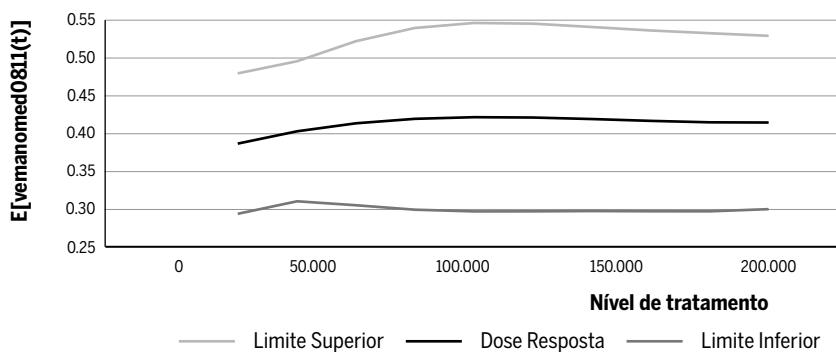


Nota: Intervalo de Confiança ao nível de 95%. Função Dose Resposta = Previsão Linear.

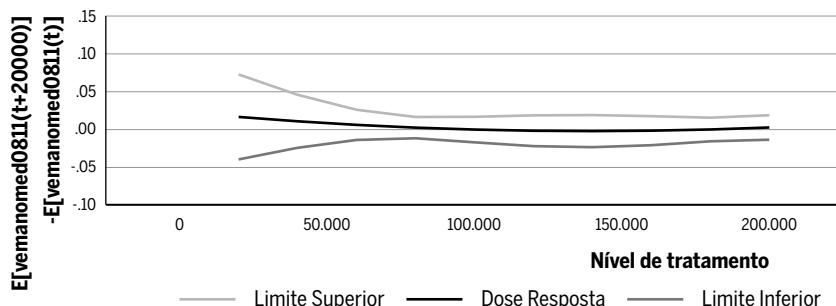
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 7 Dose resposta do salário médio entre 2008 e 2011

a Função Dose Resposta



b Função Efeito do Tratamento



Nota: Intervalos de Confiança ao nível de 95%. Função Dose Resposta = Previsão Linear.

Fonte: Elaboração do autor.

6 Conclusão

O objetivo do FCO é gerar desenvolvimento econômico e social, além de reduzir as desigualdades regionais, por meio do financiamento do setor produtivo. Como a definição de desenvolvimento não é precisa, elegeram-se neste trabalho as mesmas variáveis que foram analisadas em estudos anteriores (SILVA *et al.*, 2009; RESENDE, 2102; RESENDE, 2014a). A abordagem utilizada focou na estimativa dos microimpactos do FCO sobre emprego e salário médio das empresas, já que é esperado que o impacto imediato do fundo ocorra em nível micro.

Ambos os métodos de pareamento, tanto a forma binária (PSM) quanto a que diferencia a intensidade do tratamento (PSG), apresentaram evidências de que o FCO Empresarial afetou positivamente o crescimento do emprego e salário médio das firmas, especialmente entre 2004 e 2008.

O PSM indicou um efeito médio positivo do FCO no crescimento do emprego e do salário. A inovação do trabalho consistiu na aplicação do efeito dose-resposta, ou PSG, método de fundamental importância para entender o efeito dos Fundos Constitucionais, já que os estudos anteriores, utilizando microdados, consideraram apenas o aspecto dicotômico do tratamento sem levar em conta o montante do financiamento. Ao invés de comparar as empresas financiadas pelo FCO Empresarial com as não beneficiadas, verificou-se o efeito diferenciado na geração de empregos e salários dos empréstimos de acordo com o montante emprestado.

No geral, o PSG mostrou que não existe aumento de impacto com o nível de tratamento (função dose resposta), com exceção de um intervalo para o período de 2004 a 2008. Contudo, este caso revela que os efeitos nesse crescimento são relacionados ao valor dos empréstimos de maneira não linear. Apesar dessa conclusão ser específica para essa situação, o dose-resposta aponta que os efeitos variaram conforme a magnitude do financiamento, o que era esperado pela teoria econômica, dada a hipótese de retornos variáveis do capital. A evidência apresentada sugere novos padrões de heterogeneidade no efeito do programa que complementam os resultados previamente encontrados na literatura.

A relação positiva entre o FCO Empresarial e a geração de empregos sugere que um dos principais objetivos dos Fundos Constitucionais pode estar sendo cumprido, tendo em vista que os resultados, em geral, apresentam sinais favoráveis ao FCO, pelo menos durante um certo período.

Essa afirmação é corroborada pelos resultados relativos ao crescimento do número de trabalhadores em todo o período e entre os anos de 2004 a 2008. Por outro lado, no intervalo entre 2008 e 2011, os resultados entre os diferentes modelos e amostras não permitem concluir que há impacto positivo na geração de empregos.

Também existem evidências de que o FCO Empresarial teve efeito positivo no aumento do salário médio entre 2004 e 2008, com a ressalva de que este efeito não foi verificado para todos os modelos e amostra. Por outro lado, no período entre 2008 e 2011, os resultados convergiram no sentido de não indicar efeito estatisticamente significativo. Desse modo, os resultados sugerem que, em certa medida, o FCO contribuiu para elevar a renda do Centro-Oeste, especialmente entre 2004 e 2008. Entretanto, a política deve ser aperfeiçoada, dada a elevada concentração de recursos em alguns municípios, que contribui para a perpetuação da desigualdade intraestadual.

Ressalta-se que possivelmente a crise econômica provocou quebras estruturais das séries de crescimentos de empregos e salários, consequentemente, influenciando no efeito dos financiamentos, por isso a análise foi dividida entre diferentes períodos. Além disso, outra diferenciação realizada foi a respeito do porte das empresas, a qual mostrou que as pequenas se comportaram diferentemente das médias e grandes. Estas últimas, por exemplo, não tiveram seus salários médios afetados pelo FCO Empresarial.

Por fim, Silva, Resende e Silveira Neto (2009) ressaltam que, como os demais estudos que usam a metodologia de *propensity score*, existe a ressalva a respeito do viés de seleção, uma vez que o empréstimo é alocado para firmas que se candidataram ao financiamento e passaram pelo crivo do banco credor com sua aprovação, portanto, outras variáveis que não foram utilizadas neste estudo atuam, enfraquecendo o pressuposto de seleção em observáveis. Assim, há um viés em favor das empresas tomadoras, já que elas seriam mais dinâmicas e competitivas.

Referências

- ABADIE, A.; IMBENS, G. Large sample properties of matching estimators for average Treatment Effects. *Econometrica*, v. 74 n.1 p. 235-267, 2006.

- ACCETTURO, A.; DE BLASIO G. Policies for local development: an evaluation of Italy's "Patti Territoriali". *Regional Science and Urban Economics*, v. 42, n. 1-2, p. 15-26, 2012.
- ALMEIDA, M. A.; SILVA, A. M.; RESENDE, G. M. *Uma análise dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Nordeste (FNE), Norte (FNO) e Centro-Oeste (FCO)*. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1206).
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BECKER, S.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *Stata Journal*, StataCorp LP, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.
- BECKER, S.; CALIENDO, M. Sensitivity Analysis for average treatment effects. *Stata Journal*, v. 7, n. 1, 2007.
- BECKER S.; PETER, H.; EHRLICH, M. Going NUTS: the effect of EU structural funds on regional performance. *Journal of Public Economics*, v. 94, n. 9-10, p. 578-590, 2010.
- _____. Too much of a good thing? On the growth effects of the EU's regional policy. *European Economic Review*, v. 56, n. 4, p. 648-668, 2012.
- DALL'ERBA, S.; LE GALLO, J. Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: a spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science*, v. 87, n. 2, p. 219-244, 2008.
- DEHEJIA, R.; WAHBA, S. Propensity score-matching methods for non-experimental causal studies. *The Review of Economics and Statistics*, v. 84, n. 1, p. 151-161, 2002.
- ESPOSTI R.; BUSSOLETTI S. Impact of objective 1 funds on regional growth convergence in the European Union: a panel-data approach. *Regional Studies*, v. 42, n. 2, p. 159-173, 2008.
- HIRANO, K.; IMBENS, G. The propensity score with continuous treatments. In: GELMAN, A.; MENG, X.-L. (Eds.). *Applied Bayesian modeling and causal inference from incomplete-data perspectives*. Nova Iorque: Wiley, 2004.
- IMBENS, G. The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika*, v. 87, n. 3, p. 706-710, 2000.
- LEONARDI, R., The Impact and Added Value of Cohesion Policy, *Regional Studies*, Vol. 40.2, 2006.
- MOHL, P.; HAGEN, T. Do Structural Funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches. *Regional Science and Urban Economics*, v. 40, n. 5, p. 353-365, 2010.
- Rais – RELATÓRIO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS. Brasília: Ministério do Trabalho, 2004 a 2011.
- RESENDE, G. M. *Micro e macroimpactos de políticas de desenvolvimento regional: o caso dos empréstimos do FNE-industrial no Estado do Ceará*. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1777).
- RESENDE, G. M. *Avaliação dos impactos econômicos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste entre 2004 e 2010*. Brasília: Ipea, 2014a. (Texto para Discussão, n. 1973).

- _____. Micro and macro impacts of regional development policies: the case of the FNE industrial Loans in Brazil, 2000-2006. *Regional Studies*, v. 48, n. 4, p. 646-664, 2014b.
- RESENDE, G. M.; CRAVO, T.; PIRES, M. *Avaliação dos impactos econômicos do Fundo Constitucional do Centro-Oeste (FCO) entre 2004 e 2010*. Brasília: Ipea, 2014. (Texto para Discussão, n. 1969).
- RODRIGUEZ-POSE A.; FRATESI, U. Between development and social policies: the impact of European structural funds in objective 1 regions. *Regional Studies*, v. 38, n. 1, p. 97-113, 2004.
- ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.
- SILVA, A. M.; RESENDE, G. M.; SILVEIRA, NETO, R. *Avaliação econômica dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Nordeste e do Norte (FNE e FNO)*. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1207).
- _____. Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO. *Estudos econômicos*, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 80-125, 2009.
- SOARES, R.; SOUSA, J.; PEREIRA NETO, A. Avaliação de impactos do FNE no emprego, na massa salarial e no salário médio em empreendimentos financiados. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 1, p. 217-234, 2009.
- SOARES, R.; LINHARES, F.; GONÇALVES, M.; VIANA, L. Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste del Brasil: efectos diferenciados sobre el crecimiento económico de los municipios. *Revista Cepal*, n. 113, p. 183-201, 2014.

Sobre os autores

Guilherme Resende Oliveira - resendego@yahoo.com.br

Gerente de Inteligência Territorial da Emater-GO e Professor da Faculdades Alves Faria - UniAlfa, Goiânia, Goiás, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2170-3608>.

Rafael Terra Menezes - rfterra@yahoo.com.br

Professor Adjunto da Universidade de Brasília (UnB), Brasília, DF, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0195-1505>.

Guilherme Mendes Resende - guilherme.resende@cade.gov.br

Economista-chefe do Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), Brasília, DF, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7138-5492>.

Sobre o artigo

Recebido em 08 de maio de 2016. Aprovado em 10 de junho de 2017.