



GUILHERME RESENDE OLIVEIRA

TRÊS ENSAIOS SOBRE AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS
PARA O ESTADO DE GOIÁS

Brasília – DF

Março de 2016

GUILHERME RESENDE OLIVEIRA

TRÊS ENSAIOS SOBRE AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS
PARA O ESTADO DE GOIÁS

Tese de doutorado submetida ao Departamento de
Economia da Universidade de Brasília como
requisito para a obtenção do grau de Doutor em
Economia.

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA – UnB
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA – FACE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Orientador: Professor Doutor Rafael Terra de Menezes

Coorientador: Professor Doutor Guilherme Mendes Resende

Brasília – DF

Março de 2016

Nome: RESENDE, Guilherme Oliveira.

Título: Três ensaios sobre avaliação de políticas públicas para o Estado de Goiás

Tese de Doutorado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia como requisito para a obtenção do título de Doutor em Economia, sob orientação do Prof. Dr. Rafael Terra de Menezes.

BANCA EXAMINADORA¹

Prof. Dr. Rafael Terra de Menezes
Departamento de Economia – UnB
Orientador

Prof. Dr. Marcelo de Oliveira Torres
Departamento de Economia – UnB

Prof^ª. Dra. Milene Takasago
Departamento de Economia – UnB

Prof. Dr. Donald Matthew Pianto
Departamento de Estatística – UnB

Dr. Daniel Ferreira Pereira Gonçalves da Mata
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA

¹ Assinaturas constam na ata oficial disponível no Departamento de Economia da UnB.

À minha família

Agradecimentos

Em primeiro lugar, agradeço à minha família, que sempre me prestou apoio. Ao meu pai e à minha mãe, maior exemplo de dedicação. À minha avó Débora, grande guerreira. Ao meu irmão e economista, Felipe Resende, quem sempre me ajudou, motivou e inspirou. E à minha companheira Lara, pelo amor e tranquilidade.

À Universidade de Brasília (UnB), que contribuiu na minha formação como cidadão e acadêmico. Aos professores, que me serviram de exemplo, e aos amigos que compartilharam um pedaço dessa jornada e incitaram o debate acerca do desenvolvimento econômico. Um agradecimento especial ao meu orientador, Rafael Terra, que contribuiu com várias ideias e foi um guia nesta pesquisa. E ao coorientador, Guilherme Resende, que me proporcionou valiosas reflexões e foi muito mais do que uma referência de pesquisa. Além dos professores Marcelo Oliveira, Milene Takasago e Donaldo Pianto pelas importantes críticas apontadas durante o exame de qualificação.

Ao Governo de Goiás, por ter me concedido a liberdade de trabalhar com o tema da minha tese, políticas públicas. Ao Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos – IMB, instituição onde sou pesquisador, evolui como economista e me permitiu conhecer profundamente sobre o Estado de Goiás. Neste caso, algumas pessoas cooperaram diretamente com os meus estudos, entre elas, Líllian Prado, Marcos Arriel, Alex Lima e Rafael Costa. Além dos demais colegas que me auxiliaram de alguma forma com os trabalhos realizados.

Aos gestores públicos e suas equipes que, além de me auxiliarem, confiaram no meu trabalho e cederam as informações das políticas analisadas, que serviram de insumo à minha pesquisa. Em especial, ao Orcino Gonçalves Júnior, do Conselho de Desenvolvimento do Estado, sobre o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO), Soraia Paranhos e Carmem Sandra, da antiga Secretaria de Ciência e Tecnologia, sobre o Programa de Qualificação Profissional Bolsa Futuro.

À Fundação Itaú Social, que dissemina conhecimento sobre a avaliação de políticas e educação brasileira, por meio do qual tive o primeiro contato com algumas das metodologias

usadas neste estudo. Como membros desta instituição, agradeço ao Alan Costa e Clarissa Teixeira que deram relevantes sugestões a respeito das avaliações realizadas.

Agradeço às outras pessoas que contribuíram de alguma forma com esta longa caminhada. Em especial ao Guilherme Irffi e Oliveira Alves pelos comentários aos artigos e aos amigos e amigas Karina Bugarin, Anderson Mutter, Eliseu D'Oliveira, Luiz Brotherhoodd, Samuel Vasconcelos, Daniel Góes e Caio Assumpção pelo apoio durante o período do doutorado, além dos colegas da UnB de longa data.

Por fim, à Jah, Deus.

A todos eles, eu tenho gratidão.

Resumo²

O primeiro ensaio 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 de 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, onde os resultados do PSG sugerem que, até o limite de aproximadamente R\$ 200.000,00, as variações proporcionais de emprego e salário são maiores quanto maiores os montantes contratados de crédito. A evidência apresentada sugere novos padrões de heterogeneidade no efeito do programa que complementam os resultados previamente encontrados na literatura.

O segundo estudo avalia a eficiência alocativa do FCO em Goiás sobre a geração de empregos e aumento do salário médio das empresas, abordando as linhas do programa Empresarial no período entre 2004 e 2011. Além da Análise Envoltória de Dados (DEA), é utilizado o método de fronteira de ordem-m, mais robusto a valores extremos e *outliers*. O segundo estágio verifica os fatores que influenciam na eficiência dos financiamentos, destacando-se a mão de obra qualificada, o porte das firmas e o próprio valor financiado. A análise, dividida em dois períodos, revela queda de eficiência da política no período pós-crise de 2008. Assim, a avaliação permite entender as estratégias de atuação do fundo de modo a maximizar sua eficiência e contribuir para o desenvolvimento regional.

E o terceiro ensaio verifica os impactos econômicos do programa de educação profissional do Governo do Estado de Goiás, Bolsa Futuro, por meio de métodos quase experimentais de avaliação de políticas públicas. Os resultados das estimações de diferenças em diferenças, *propensity score matching* e duplamente robustas sugerem que o programa Bolsa Futuro aumenta o percentual de emprego formal dos participantes. Por outro lado, há evidências de que a política não eleva a remuneração média dos seus egressos, apesar de os efeitos entre os cursos serem diferentes.

² Esta seção consiste na junção dos resumos de cada ensaio.

“Por mais bela que seja uma estratégia
você deve ocasionalmente olhar para os resultados”
Winston Churchill

“O saber a gente aprende com os mestres e os livros.
A sabedoria se aprende com a vida e com os humildes”.
Cora Coralina

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. ENSAIO 1 – EFEITO DOSE RESPOSTA DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO CENTRO-OESTE (FCO) NO ESTADO DE GOIÁS	15
1. Introdução	15
2. Revisão de Literatura	18
3. Distribuição do FCO em Goiás.....	22
4. Metodologia.....	26
4.1. Base de dados e especificações.....	30
5. Resultados.....	31
5.1. Propensity score generalizado e função dose-resposta.....	37
6. Conclusão.....	42
7. Referências.....	43
3. ENSAIO 2 – AVALIAÇÃO DE EFICIÊNCIA DO PROGRAMA EMPRESARIAL DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO CENTRO-OESTE (FCO) EM GOIÁS.....	46
1. Introdução	46
2. Revisão de Literatura	49
3. Metodologia.....	52
3.1. Estimador robusto de ordem-m.....	55
4. Base de Dados.....	57
5. Resultados.....	60
5.1. Primeiro estágio	60
5.2. Segundo estágio	64
6. Considerações Finais	66
7. Referências.....	68
8. Anexo.....	71

4. ENSAIO 3 – AVALIAÇÃO DE IMPACTOS DO PROGRAMA DE QUALIFICAÇÃO PROFISSIONAL BOLSA FUTURO NO MERCADO DE TRABALHO.....	72
1. Introdução.....	72
2. Educação Profissional em Goiás e o Programa Bolsa Futuro	75
3. Revisão de Literatura.....	80
4. Base de Dados e Estratégia Empírica	83
5. Resultados.....	89
6. Considerações Finais	95
7. Referências.....	96
8. Anexo.....	100
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	102
6. REFERÊNCIAS COMPLEMENTARES	105

1. INTRODUÇÃO

As avaliações de políticas públicas se expandem no Brasil e no mundo como uma ferramenta de gestão fundamental para o desenho, a implementação, o controle e o aperfeiçoamento das políticas públicas. Estas permitem uma maior compreensão dos desempenhos dos programas governamentais, além de dar transparências às ações governamentais e gerar conhecimento para a gestão pública.

A palavra “avaliar” deriva do termo “valia”, que diz respeito à determinação do valor de algo. IPEA (2015) mostra que a avaliação foca nos resultados alcançados pela implementação das ações programadas, buscando verificar sua eficácia, eficiência e efetividade na promoção dos objetivos propostos. Neste sentido, o processo de avaliação é um processo contínuo, coletivo e cumulativo.

O desafio de identificar a causalidade da intervenção estatal é enorme, mas pode ser contornado por meio de técnicas que permitem realizar inferências estatísticas e identificar os efeitos das políticas na sociedade. Algumas das metodologias aplicadas nesta tese são quase experimentais, isto é, usam informações de grupos de tratamento e controle, que embora não tenham sido escolhidos aleatoriamente, são robustas no sentido de possibilitar o isolamento de fatores externos que também influenciam os resultados das variáveis dependentes. Logo, esses métodos oferecem um diagnóstico razoável para grupos de comparação não experimentais, o que foi demonstrado por Dehejia e Wahba (1999).

O aperfeiçoamento de algumas políticas passa pela iniciativa de avaliá-las. Contudo, são escassos os estudos que analisam as intervenções governamentais exclusivamente no território goiano. E nem sempre é possível aplicar os resultados encontrados em estudos nacionais para a realidade estadual, pois a validade externa depende da composição dos grupos analisados, tendo a economia goiana algumas particularidades que a diferenciam do resto do Brasil. Por outro lado, o foco em Goiás fortalece a validade interna das avaliações realizadas, especialmente no caso do Programa Bolsa Futuro, que funciona apenas no Estado.

A contribuição deste trabalho ultrapassa a questão da avaliação de políticas, pois provoca o debate em um Estado em que a avaliação de políticas públicas não é praticada sistematicamente pelos entes governamentais. Além disso, permite que o governo tome decisões embasadas tecnicamente, pois, até então, alguns dos programas analisados eram

superficialmente avaliados, isto é, eram acompanhados pelos gestores, que não faziam uma análise mais rigorosa das intervenções governamentais, no que diz respeito à eficiência e efetividade. Atualmente, a Administração Pública do Estado de Goiás não tem uma área especializada na avaliação de políticas públicas e nem uma política de avaliação institucionalizada. Contudo, existe um interesse latente para que esta seja implementada, o qual foi identificado por Resende (2015), que propõe como este processo pode ser executado no Governo do Estado de Goiás.

A tese contém três avaliações de políticas públicas em formatos de artigos. Estes possuem seus próprios resumo e *abstract*, bibliografia, além de todo o conteúdo, os quais são apresentados independentemente. Os artigos são tentativas inéditas de verificar alguns dos efeitos de relevantes programas do Governo Federal e Estadual no Estado de Goiás. Esta análise expressa apenas um ponto de vista do processo que tem impactos em inúmeros indicadores e que, inclusive, podem ultrapassar a área analisada, via efeito contágio ou *spillovers effects*. A importância das políticas analisadas é notória tanto em termos de público atingido quanto de montante financeiro diretamente aplicado, como será apresentado adiante. Além disso, a utilização dos microdados foi determinante para a análise mais profunda e criteriosa dos impactos dessas intervenções.

A primeira política avaliada é o Fundo Constitucional de Financiamento, um dos principais instrumentos da Política Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR). Este foi criado na Constituição Federal de 1988 e regulamentado pela Lei 7.827/1989 com o objetivo de reduzir a desigualdade regional por meio de financiamentos ao setor produtivo. Apesar de o Governo Federal ser o principal responsável, os Governos Estaduais, o Banco do Brasil e alguns bancos de desenvolvimento, atuam diretamente, por meio da liberação e aprovação dos financiamentos e a formulação de regulamento e diretrizes para funcionamento do fundo em âmbito regional.

Goiás utiliza os recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO). De acordo com Resende *et al.* (2014), entre os anos de 1995 e 2012, foram financiados pelos Fundos Constitucionais aproximadamente R\$ 40 bilhões (valores de 2010) em projetos em todo o Centro-Oeste, sendo 45,6% total ou mais de R\$ 18 bi apenas em Goiás, onde os recursos do FCO de 2012 representavam, aproximadamente, 1,2% do PIB estadual de 2012, portanto, uma importante parcela do investimento no Estado. Além disso, entre 2015 e 2025, é projetada uma aplicação de R\$ 69 bilhões pelo FCO (preços constantes de 2014).

Esta política foi avaliada sob duas perspectivas, sendo o primeiro artigo uma avaliação de eficácia e o segundo, de eficiência. Apesar de pesquisas independentes, elas se complementam e levam a algumas conclusões convergentes. A avaliação de eficácia foi feita para o programa Empresarial do FCO, ligado ao setor industrial e de comércio e serviços, e aplicou as metodologias de *propensity score matching* e *propensity score* generalizado. A primeira identifica as empresas beneficiadas pelo fundo e comparam-nas com as firmas que não utilizaram o financiamento constitucional. As variáveis investigadas foram a geração de empregos e o aumento de salário médio, indicadores ligados ao objetivo do fundo de gerar desenvolvimento econômico e social. E a segunda metodologia, que verifica o efeito-dose, é inédita na literatura dos fundos constitucionais. Esta sugere uma variação do efeito do financiamento em função do montante emprestado, isto é, revela efeitos não lineares do tratamento, que é analisado de maneira dicotômica pelo primeiro método. Logo, as conclusões são importantes evidências para os gestores do fundo, que buscam maximizar seus efeitos no desenvolvimento regional.

A segunda avaliação do FCO analisa a eficiência alocativa do FCO por meio da Análise Envoltória de Dados (DEA) e, num segundo estágio, examina os determinantes da eficiência. O programa analisado foi o FCO Empresarial, assim como as variáveis dependentes, que foram as mesmas do primeiro artigo, o qual utilizou variáveis de estudos anteriores, como Silva, Resende e Silveira Neto (2009); Resende (2010); e, Resende (2014). Além da DEA, foi aplicado o método de fronteira de ordem-m, mais robusto a valores extremos e *outliers*. A diferença de coeficiente de eficiência entre os beneficiários da política pode indicar para os gestores do fundo que os seus objetivos podem ser melhores alcançados apenas com uma aplicação mais apropriada, isto é, com uma melhor distribuição dos recursos existentes.

O terceiro artigo trata da avaliação de impactos de um dos maiores programas de qualificação profissional do Brasil em termos de alunos, o programa Bolsa Futuro, concebido e administrado pelo Governo do Estado de Goiás. Este foi criado em 2011 pela Lei estadual 17.406, regulamentado pelo Decreto 7.470/2012 e pela Lei 17.828/2012, com o objetivo de oferecer qualificação profissional gratuita, expandir a oferta de cursos de educação profissional, ampliar a rede de educação técnica, entre outros objetivos. O programa formou mais de 200 mil alunos, teve dispêndios superiores a R\$ 70 milhões e alcance em todo o território estadual, onde foi implementado em um contexto de escassez de mão de obra, como

demonstra o estudo do IMB (2014), o qual aponta este como um dos principais gargalos da indústria em Goiás.

O estudo identifica por meio de métodos quase experimentais os efeitos do programa no mercado de trabalho, em especial na empregabilidade e renda dos beneficiados. A base de dados utilizada foi a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) identificada do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), que foi cruzada com as informações de cadastro do programa, por meio do Cadastro de Pessoas Físicas (CPF). Alguns dos métodos utilizados levaram em conta a heterogeneidade não observável dos indivíduos e, portanto, corroboram os resultados encontrados pelas outras técnicas utilizadas.

Os três artigos são apresentados separadamente. O primeiro artigo avalia a eficácia do FCO por meio do *propensity score matching* e *propensity score* generalizado. O segundo aplica a metodologia de DEA e fronteira de ordem-m no FCO para encontrar a eficiência da política. O terceiro artigo avalia os impactos do programa Bolsa Futuro por meio de diferentes métodos, entre eles o estimador de diferenças em diferenças, *propensity score matching* e estimador duplamente robusto. E por fim, são apresentadas as considerações finais da tese, além da bibliografia complementar.

2. ENSAIO 1 – EFEITO DOSE RESPOSTA DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO CENTRO-OESTE (FCO) NO ESTADO DE GOIÁS

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 de 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, onde os resultados do PSG sugerem que, até o limite de aproximadamente R\$ 200.000,00, as variações proporcionais de emprego e salário são maiores quanto maiores os montantes contratados de crédito. A evidência apresentada sugere novos padrões de heterogeneidade no efeito do programa que complementam os resultados previamente encontrados na literatura.

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

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, as well the PSG results suggest that around the limit of R\$ 200.000,00, the proportional variation of employment and wages are higher as higher are the loans. The evidence presented suggests new heterogeneous patterns in the program effect that complement the results previously reported in the literature.

Keywords: Constitutional Financing Fund; impact evaluation; Generalized Propensity Score.

Classificação JEL: C52,R58.

1. Introdução

A redução das desigualdades regionais é o objetivo de algumas políticas públicas. A Constituição Federal de 1988 criou alguns 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 previstos pela Constituição Federal de 1988, em seu Artigo 159, inciso I, alínea “c”, foram regulamentados pela Lei no 7.827/1989, a qual criou os fundos constitucionais de financiamento do Centro-Oeste, do Nordeste (FNE) e do Norte (FNO), com o objetivo de contribuir para o desenvolvimento econômico e social das respectivas regiões onde atuam. As 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 FNO, 20% ao FCO e os 60% restantes destinam-se ao FNE. As demais fontes são os retornos e resultados das aplicações dos fundos – o resultado da remuneração dos recursos, momentaneamente, não aplicados e as disponibilidades dos exercícios anteriores, portanto, fica implícito que os fundos não são aplicados a fundo perdido e seu patrimônio é crescente.

Alguns dos principais propósitos dos fundos constitucionais são promover o desenvolvimento econômico e social e mitigar as desigualdades em múltiplas escalas geográficas. Um modo de atingir esse objetivo é por meio da geração de empregos e renda, o qual pode ser alcançado com o financiamento das atividades produtivas. 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 regiões³.

Neste sentido, enquanto o Norte, Nordeste e Centro-Oeste 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 Sudeste foi de 70,7% e 68,5%. Assim, é necessário

³ Entretanto, a PNDR somente se efetivou como política pública com o Decreto nº 6.047, de 22 de fevereiro de 2007.

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 estimações 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, comércio e serviços que podem, ser identificadas na Rais⁴. No Estado de Goiás, o Programa Empresarial representa 39,1% do valor total emprestado no período 2004-2011.

⁴ 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

Uma das maiores dificuldades da avaliação de políticas públicas é lidar com o viés de seleção na participação do programa eleito. Os métodos empíricos deste trabalho, PSM e PSG, buscam reduzi-lo por meio do pareamento, o qual utiliza o escore de propensão para comparar as empresas beneficiadas com as não financiadas. Contudo, todos os estudos supracitados consideraram apenas aspecto dicotômico do tratamento sem levar em conta o montante 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 do empréstimo, 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 montante emprestado.

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, que faz 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

Esta seção faz uma revisão de literatura dos trabalhos que avaliaram os fundos constitucionais de financiamento (FNE, FNO e FCO). Os estudos nessa área 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 computacionais para a aferição econométrica de seus efeitos eram limitados. O impacto dos fundos tem sido verificado por meio de diferentes métodos: mínimos quadrados ordinários (MQO), MQO empilhados, painel com efeitos fixos, *Propensity Score matching* (PSM) e diferenças em diferenças. São apresentados, a seguir, os principais estudos acadêmicos sobre os referidos fundos.

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

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.

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 efeitos significativos entre o grupo de tratamento e controle, no que diz respeito à aplicação dos fundos nessas empresas. Por sua vez, em relação à variação do número de empregos, ambos os fundos apresentaram resultados significativos sobre as firmas beneficiadas.

Almeida, Silva e Resende (2006) analisaram os fundos constitucionais de financiamento por município e o saldo dos recursos até 2004. Tal trabalho teve uma visão macro dos financiamentos e serviu como ponto de partida para a avaliação mais detalhada dos impactos econômicos e sociais dos empréstimos. 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 apenas pelo 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 entre a taxa de variação do emprego e dos salários com o controle e os tratados. 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. 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 das mesmas.

Dois trabalhos de Resende (2014a; 2012) foram os primeiros estudos publicados que 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. Este ressalta que o viés de seleção, que provém das características não observáveis, é um dos principais problemas na avaliação das políticas públicas, contudo, pode ser minimizado pelo uso da técnica de diferenças em diferenças, por exemplo. 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. Os resultados sugerem que os micros e macros impactos do FNE industrial sobre o crescimento do emprego no Estado do Ceará apresentam uma magnitude maior daqueles observados para a região Nordeste como um todo.

Resende (2014a) usou modelos em painel de efeito fixo. Os resultados sugerem que os recursos do FNE-total apresentaram impactos positivos sobre o crescimento do PIB *per capita* entre os anos de 2004 e 2010, nos níveis municipal e microrregional, principalmente no setor agropecuário. Por outro lado, não identificou impactos estatisticamente significativos dos empréstimos na escala mesorregional. Assim, a análise multiescalar foi realizada com o objetivo de evitar problemas de agregação dos dados que poderiam mostrar resultados imprecisos quando se utiliza apenas um nível de agregação dos dados. Resende, Cravo e Pires (2014) e Resende (2014b) fazem análises similares para os fundos constitucionais das outras regiões para o mesmo período. O primeiro mostrou que os recursos do FCO apresentam impactos positivos sobre o crescimento do PIB *per capita* em nível municipal. Os resultados sugerem que estes efeitos positivos são, em grande medida, influenciados pelos empréstimos do FCO do programa empresarial. O segundo trabalho sugere que os recursos do FNO-setorial também geraram impactos positivos sobre o crescimento do PIB *per capita* municipal. Nas estimações para escalas geográficas de microrregião e mesorregião as duas pesquisas encontraram que os fundos de ambas as regiões não estimulam o crescimento econômico nesses níveis geográficos.

Soares *et al.* (2014) fez um estudo recente sobre o FNE. Eles estimam os efeitos do FNE entre 2002 e 2008 nos municípios por meio de modelos empíricos da literatura empírica

de crescimento econômico (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992). O trabalho faz a análise para quatro clubes de renda. O estudo justifica que os municípios que compõem os grupos apresentam padrões de crescimento do PIB *per capita* similares e encontra que o fundo não teve efeito estatisticamente significativo para municípios com PIB *per capita* menor que R\$ 2.143 e maior que R\$ 7.406. Por outro lado, foram registrados efeitos positivos e significativos nos municípios com PIB *per capita* dentro do respectivo 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.

Por fim, é importante ressaltar alguns trabalhos que fazem a avaliação da política regional ao redor do mundo. A revisão da literatura internacional mostra uma grande quantidade de artigos que tratam do caso 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. Esses estudos incluem Rodríguez-Pose e Fratesi (2004) Leonardi (2006); Esposti e Bussoletti (2008), Dall'erba e Le Gallo (2008); e Mohl e Hagen (2010). Seguindo a literatura recente que tenta determinar efeitos causais de políticas de forma mais rigorosa, Becker, Peter e Ehrlich (2010) utilizam o método de regressão descontínua e, em outro estudo, Becker, Peter e Ehrlich (2012) empregam o *propensity score* generalizado (PSG). Accenturo e De Blasio (2012) combinam os métodos de *propensity score matching* (PSM) e diferença em diferença para avaliar os fundos estruturais na Itália.

Becker, Peter e Ehrlich (2010) examinam como as transferências do *Structural Funds Programme* contribuem para reduzir a desigualdade regional na União Europeia. O programa é dividido em três objetivos, sendo avaliado o objetivo 1, o qual foca no atendimento das regiões com PIB *per capita* menor que 75% da média da União Europeia. Os autores utilizaram o método de regressão descontínua. Os resultados sugerem 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 apontam que o crescimento induzido justifica 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) examina como a intensidade do tratamento, no caso o fundo regional europeu, afeta o crescimento regional usando a função dose resposta, mesma técnica empregada nesta pesquisa. Seu estudo chama atenção para um possível efeito declinante do tratamento, que surge com a hipótese de retornos variados dos investimentos, prevista na teoria de produção neoclássica. Logo, existe um nível máximo desejável de transferência dos fundos regionais, o qual é confirmado pelos resultados, 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.

Accenturo e De Blasio (2012) avaliam 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 política entre 1996 e 2004. O método empírico adotado foi diferença em diferenças combinado com o PSM, e os resultados sugerem que o programa não foi efetivo em estimular o crescimento econômico, apesar das diferentes estratégias de identificação adotadas.

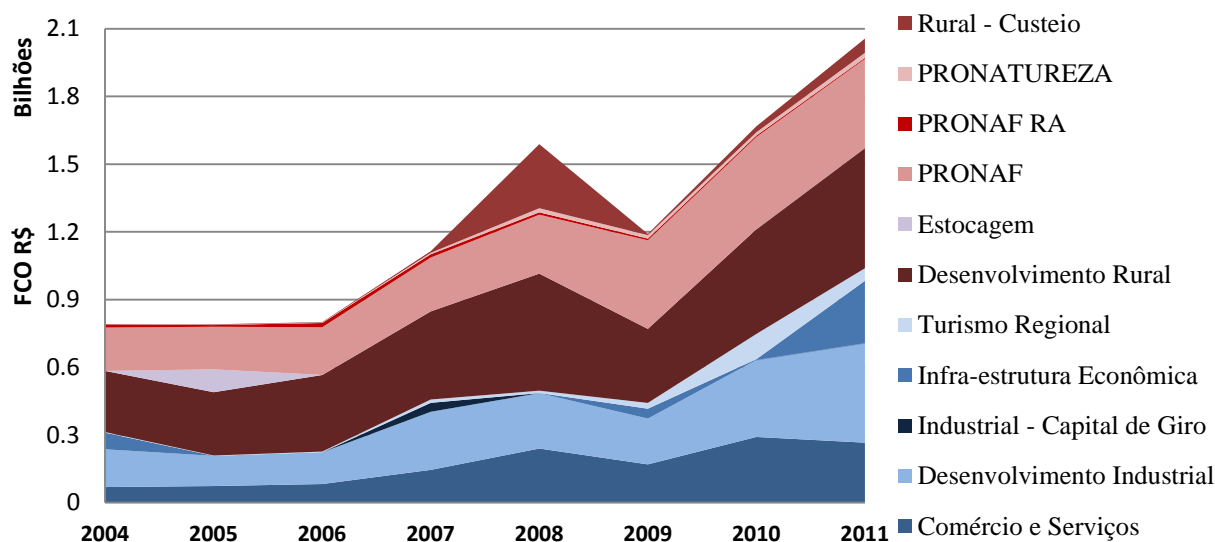
3. Distribuição do FCO em Goiás

Atualmente, o Estado de Goiás tem uma população aproximada de 6,5 milhões de habitantes, espalhada nos seus 246 municípios. O seu PIB em 2011 era aproximadamente R\$ 111 bilhões, na proporção aproximada de 11%, 23% e 64%, entre os setores agropecuário, industrial e de serviços, respectivamente. Neste ano o PIB *per capita* foi de R\$ 18 mil, aproximadamente.

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 da Agricultura Familiar (Pronaf). O gráfico 1 mostra o valor das contratações por linha de financiamento e ressalta os programas Rural (em tons de vermelho) e

Empresarial (azul). 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 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 por município. 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 encontrados em outros estudos, os quais indicam que a distribuição do fundo está 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, conseqüentemente, 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.

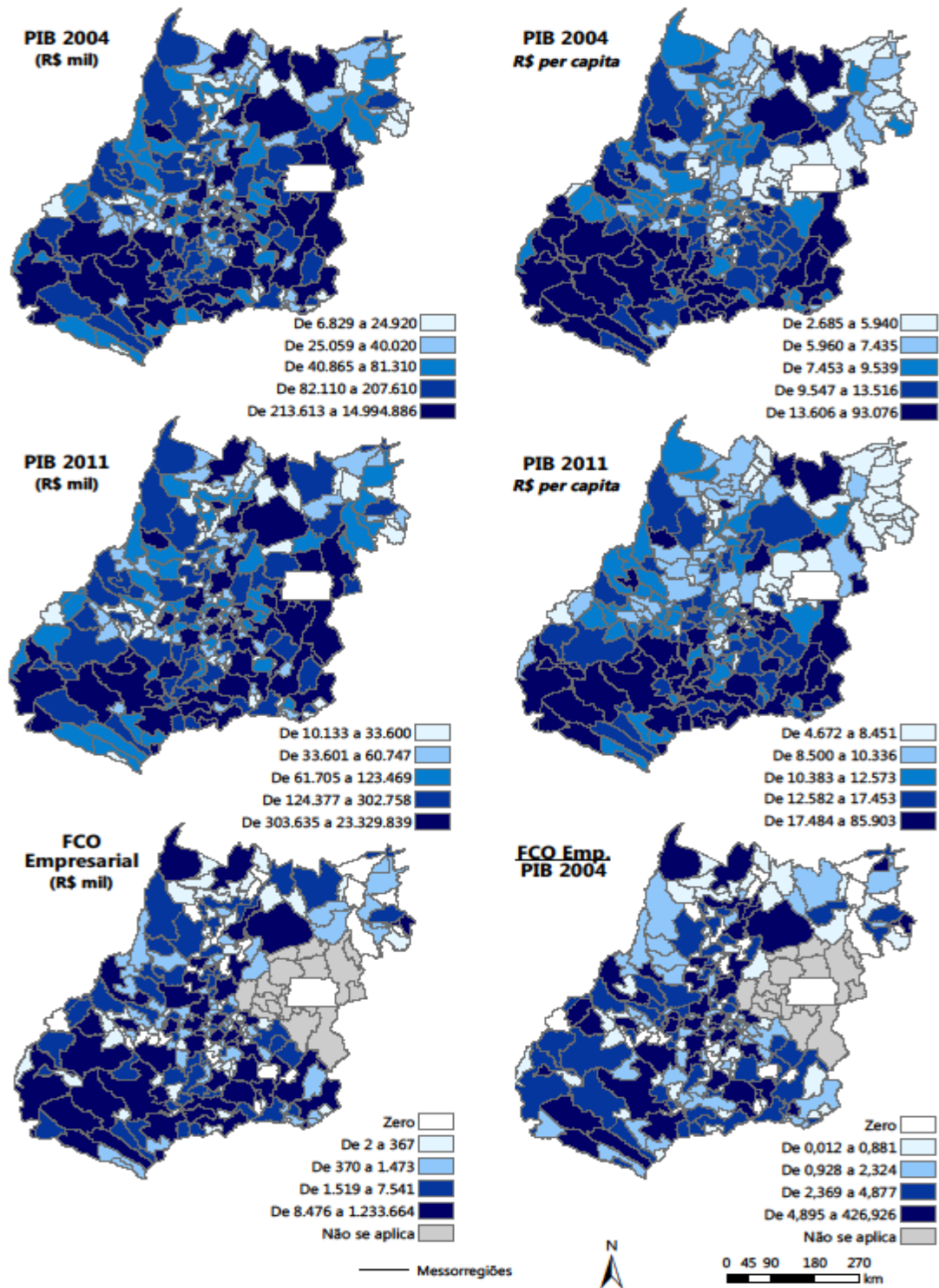
⁵ Disponíveis em <http://mi.gov.br/publicacoes-sfri>

⁶ Por exemplo, Almeida, Silva e Resende (2006).

Um exemplo são as mesorregiões Centro e Sul do Estado, mais ricas e principais áreas industriais 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”.

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



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) / IMB-GO e relatórios gerenciais do Banco do Brasil (BB). Os dados podem ser consultados em <http://www.seplan.go.gov.br/sepin/bde/>
 Elaboração: autor.

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 e do método *propensity score* generalizado.

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, diz-se que há viés de seleção. Portanto, há necessidade do uso de métodos alternativos de avaliação de impactos econômicos.

O método de PSM, utilizado neste trabalho, é um dos mais adotados na avaliação de impactos econômicos, conforme apresentado na revisão de literatura, e busca comparar 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 abaixo 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 , $V_i = Y_i(1) - Y_i(0)$, sendo o impacto médio nas firmas que receberam o empréstimo, isto é, a expectativa do impacto condicional ao tratamento, dado por:

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

De modo geral, 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:

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

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 estimação (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 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, portanto, sugerem a intervenção como homogênea entre os tratados, isto é, com a variável de tratamento binária. Assim, o método identifica o valor esperado do efeito de tratamento, onde a esperança é tomada com relação à distribuição de intensidades do tratamento, quando este apresenta diferentes graus de intensidade. O crédito obtido via FCO é uma variável contínua e, possivelmente, tem efeito de acordo com o montante emprestado, o que é esperado pela teoria microeconômica, especialmente devido à hipótese neoclássica de retornos decrescentes do capital. Logo, a reflexão natural consiste em verificar se o tratamento tem efeitos heterogêneos sobre o emprego e a renda, isto é, analisar se um aumento da intensidade do tratamento, no caso, valor do financiamento, produz efeitos maiores que um tratamento de menor intensidade.

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

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).

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 estimação de uma função dose-resposta. Essa função se baseia na estimação da probabilidade 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. À essa propriedade, análoga à hipótese do modelo PSM, é dado o nome de ignorabilidade fraca.

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

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 $Y|r(t, X)$ regride-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.

$$\hat{E}[Y(\tilde{T})] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 f(\tilde{T})_i + \hat{\alpha}_2 f(\tilde{T})_i^2 + \hat{\alpha}_3 \tilde{r}_i(\tilde{T}) + \hat{\alpha}_4 \tilde{r}_i^2(\tilde{T}) + \hat{\alpha}_5 \tilde{r}_i(\tilde{T}) \quad (10)$$

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 e 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 empréstimos⁹ no período analisado, junto ao agente concessor em Goiás – Conselho de Desenvolvimento Econômico, ligado à Secretaria de Indústria e Comércio do Governo do Estado de Goiás (CDE/FCO da SIC/GO), 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 companhias 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, 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 que nem todas as empresas que receberam financiamentos apareceram na Rais naquele determinado ano, pois algumas utilizaram o Cadastro de Pessoas Físicas (CPF) para obter o financiamento.

⁹O 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.

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 do 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 estimação que testa o efeito do tratamento, onde subscripto 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

Nesta seção, são apresentados os microimpactos do FCO Empresarial, verificando as variáveis no nível da firma a tabela 1 apresenta as médias das variáveis usadas no estudo de acordo com a amostra referente ao período considerado. 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.

Vale ressaltar que todas as variáveis foram balanceadas para a estimativa do *propensity score* e nenhum dos testes de diferenças de médias mostra diferença estatisticamente significativa para as variáveis independentes após o pareamento, indicando que os grupos de tratamento e controle se tornaram similares. E que a divisão entre os

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).

¹² A amostra de empresas de grande porte é pequena porque é mais vantajoso captar recursos em linhas concorrentes, como as oferecidas pelo Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), que têm menor custo financeiro. A título de exemplo, em 2011 a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) era 6% a.a., enquanto o FCO Empresarial para as empresas de porte grande era 8,5% a.a.

períodos 2004-2008 e 2008-2011 visa entender a diferença intertemporal do efeito do fundo, especialmente porque os intervalos se encaixam no pré e na pós-crise econômica, o que pode influenciar 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.

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

Variáveis	Tratamento Controle		Tratamento Controle		Tratamento Controle	
	2004-2011		2004-2008		2008-2011	
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.

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, verifica-se o efeito do FCO do ano de 2004¹³.

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

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.

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. Dificilmente as estimativas produzidas a partir desta regressão trariam um valor confiável para o impacto dos empréstimos 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, havendo um viés de seleção. Entretanto, essas estimativas são apresentadas para efeitos de comparação com as outras estratégias empíricas.

Como se vê abaixo, 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. Isso justifica o uso do método alternativo, que reduz o viés que afeta os resultados do efeito de tratamento na análise de MQO. 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 mais robusta e conclusiva do PSM.

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 63,3% (e 45,9%, 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 (63,3%) 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 provável 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

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

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.

significantes dos fundos constitucionais sobre o salário médio. Além disso, a variação nos salários indica que as empresas podem estar aumentando a sua produtividade.

Tabela 2 – Microimpactos do FCO Empresarial do 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
MQO 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)
MQO 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)
<i>Número de observações (controle)</i>	27845	35363	47009	27845	35363	47009
<i>(tratamento)</i>	560	611	1924	560	611	1924
<i>Propensity score vizinho mais próximo</i>	0,8777** (2,07)	0,6337** (2,31)	0,0130 (0,02)	0,1356*** (2,94)	0,0972 (1,12)	0,0317 (1,23)
<i>Propensity score kernel</i>	0,6684 (1,59)	0,4599* (1,70)	-0,0717* (1,77)	0,1223*** (3,49)	0,1123 (1,37)	0,0035 (0,35)
<i>Número de observações (controle)</i>	27845	35363	47007	27845	35363	47007
<i>(tratamento)</i>	504	550	1733	504	550	1733

Elaboração: 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.

Na análise por período, o FCO Empresarial provavelmente 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 encontraram relação do FCO com o salário, entretanto o PSM não verifica efeito. Entretanto, considerando todo o período, o FCO afetou o crescimento dos salários médios. Possivelmente a crise provocou quebras estruturais das séries de crescimentos, consequentemente, influenciando nos efeitos dos financiamentos.

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. A similaridade dos resultados corrobora a significância dos resultados anteriores.

Entre as empresas que receberam financiamento no período de 2004 e 2011, elas 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 do intervalo sobre o crescimento dos empregos e salários médios

FCO intervalo	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)	,0607*** (4,63)	0,0703*** (3,54)	-0,0028 (0,47)
<i>Número de observações (controle)</i>						
<i>(tratamento)</i>	27845 6004	35363 2110	47009 8048	27845 6004	35363 2110	47009 8048
<i>Propensity score vizinho mais próximo</i>	0,4888*** (5,78)	0,4901*** (5,20)	0,2234 (0,53)	0,0272 (1,16)	0,1005*** (2,67)	0,0142 (0,50)
<i>Propensity score kernel</i>	0,4061*** (5,92)	0,3633*** (4,07)	0,1256*** (4,11)	0,0590*** (4,61)	0,0914*** (2,67)	-0,0056 (1,05)
<i>Número de observações (controle)</i>						
<i>(tratamento)</i>	27845 5404	35363 1899	47007 7255	27845 5404	35363 1899	47007 7255

Elaboração: 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 48,8% 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 40%. 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% 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.

Assim como o estudo de Silva, Resende e Silveira Neto (2009), este trabalho faz uma análise das firmas por porte. O efeito do fundo entre as empresas pequenas difere das empresas médias e grandes. Para o período total (2004 a 2011), em geral, o FCO afetou mais as contratações nas empresas pequenas que nas empresas grandes e médias.

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

FCO ano 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)	,1140*** (3,10)	0,01 (0,82)
MQO com variáveis de controle	0,6259** (2,46)	,4303*** (2,75)	-0,1124* (1,61)	0,0967** (2,37)	0,0958*** (2,60)	0,0037 (0,30)
Número de observações (controle) (tratamento)	26647 523	34023 572	45138 1847	26647 523	34023 572	45138 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) (tratamento)	26647 471	34023 515	45136 1663	26647 471	34023 515	45136 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) (tratamento)	1198 37	1340 39	1871 77	1198 37	1340 39	1871 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) (tratamento)	1073 34	1209 36	1734 70	1073 34	1209 36	1734 70

Elaboração: 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.

Em relação ao salário médio, diferentemente do estudo supracitado, encontrou-se efeito estatisticamente significativo do fundo, cerca de 12%, entre 2004 e 2011 nas empresas pequenas. Já as empresas médias e grandes beneficiadas não tiveram seus salários médios afetados pelo FCO Empresarial. Provavelmente, o investimento gera um incremento de capital que se reflete na produtividade, e, logo, nos salários das firmas menores, ao contrário das maiores, em que os empréstimos têm um efeito nulo.

5.1. Propensity score generalizado e função dose-resposta

Esta seção apresenta os resultados obtidos pelas estimações do *propensity score* generalizado e da função dose-resposta, principal contribuição metodológica do estudo. Ao invés de usar o tratamento na forma logarítmica, usou-se a transformação Box-Cox, a fim de obter resíduos normalmente distribuídos como em (9).

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. Apesar dos coeficientes médios do tratamento variarem entre os períodos, como foi apresentado pelo método anterior, as curvas de efeito marginal foram similares entre os períodos, apresentando, em média, um efeito dos financiamentos ascendente 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 um efeito geral do FCO Empresarial nos empregos constante. Entretanto, o método de dose-resposta aponta que o efeito variou conforme o valor do financiamento. 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 poderia indicar 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 replicações¹⁶. 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, portanto, serão sucintas.

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

¹⁶ 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 estar atento sobre a interpretação da significância estatística dos coeficientes estimados.

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 estatisticamente significativa. O salário médio também apresenta uma relação positiva com o montante de crédito contratado. Em ao menos um pequeno trecho do gráfico 7 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, as relações positivas são visualmente observadas, mas não há significância estatística nessa associação.

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. Entretanto, 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.

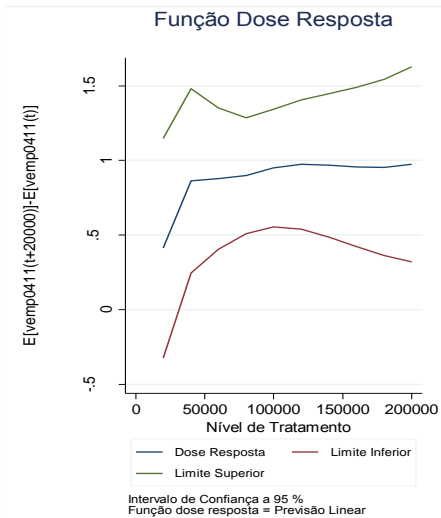
Finalmente, ao se trabalhar com intervalos de confiança de 90% (não apresentados neste texto), nota-se que o limite inferior do intervalo de confiança é superior à zero ao menos para algum nível de tratamento nos três períodos analisados. Por motivo de rigor estatístico, este trabalho apresenta somente os intervalos de 95% de confiança¹⁷.

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.

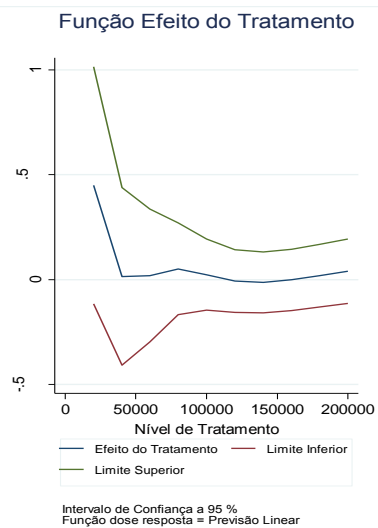
¹⁷ Os demais resultados podem ser obtidos junto aos autores.

Gráfico 2 – Dose resposta do emprego entre 2004 e 2011

2A – Função dose resposta



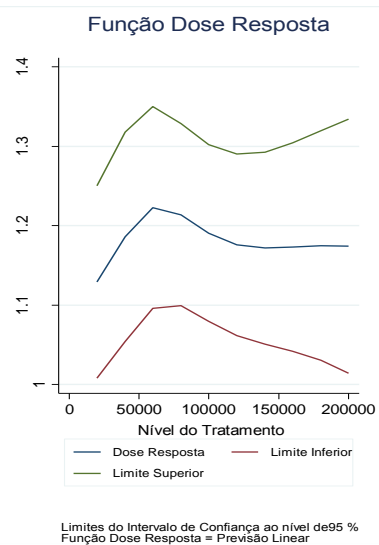
2B – Função efeito do tratamento



Elaboração: autor.

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

4A – Função dose resposta



Elaboração: autor.

4B – Função efeito do tratamento

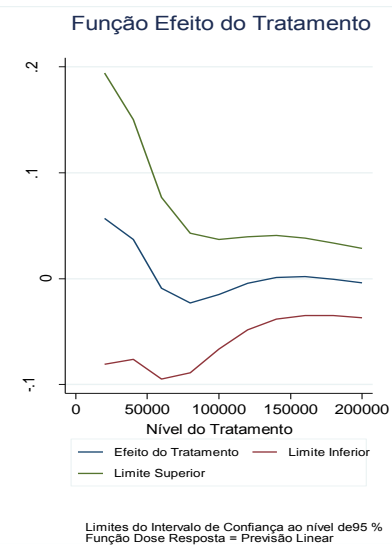
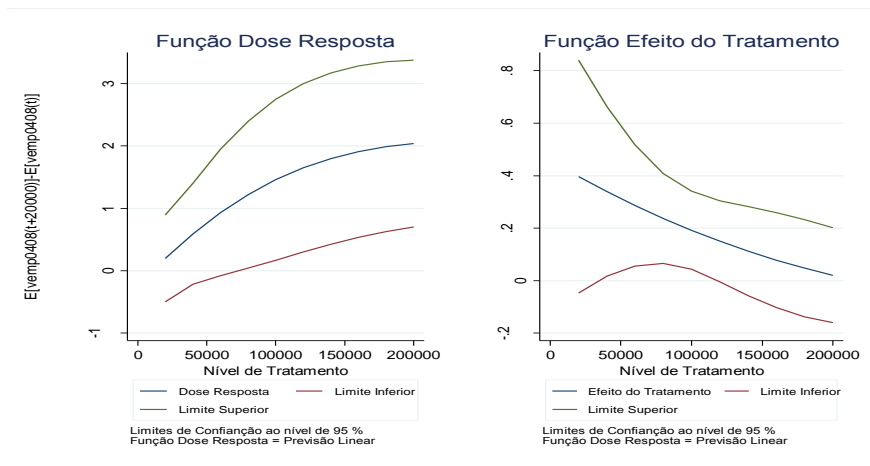


Gráfico 3 – Dose resposta do emprego entre 2004 e 2008

3A – Função dose resposta 3B – Função efeito do tratamento

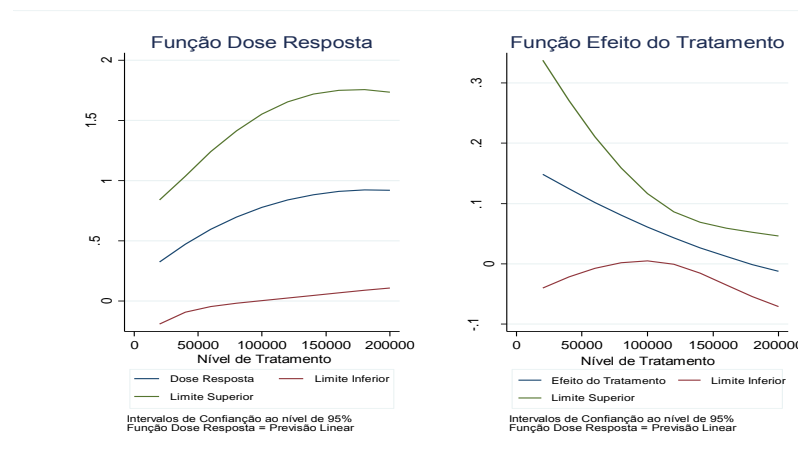


Elaboração: autor.

Gráfico 5 – Dose resposta do salário médio entre 2004 e 2008

5A – Função dose resposta

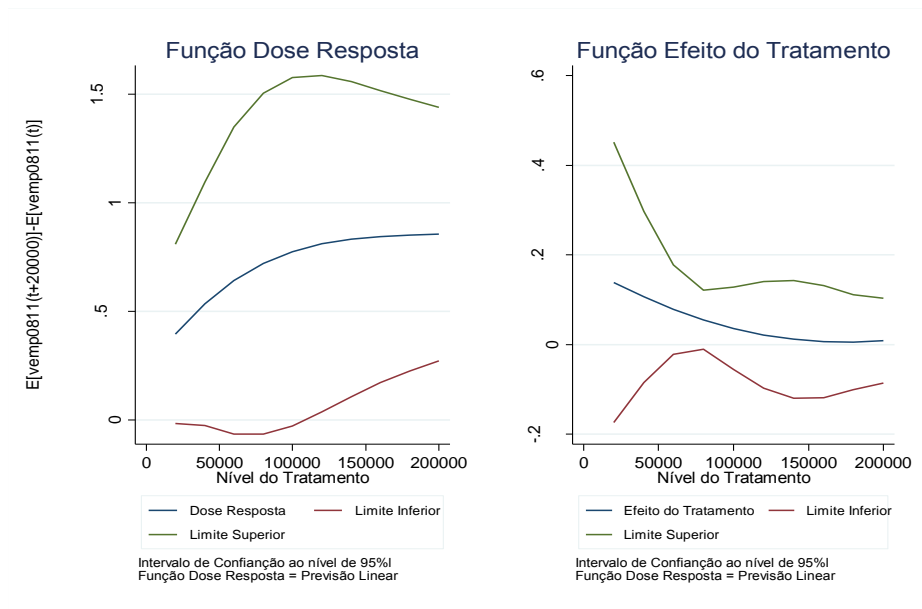
5B – Função efeito do tratamento



Elaboração: autor.

Gráfico 6 – Dose resposta do emprego entre 2008 e 2011

6A – Função dose resposta 6B – Função efeito do tratamento

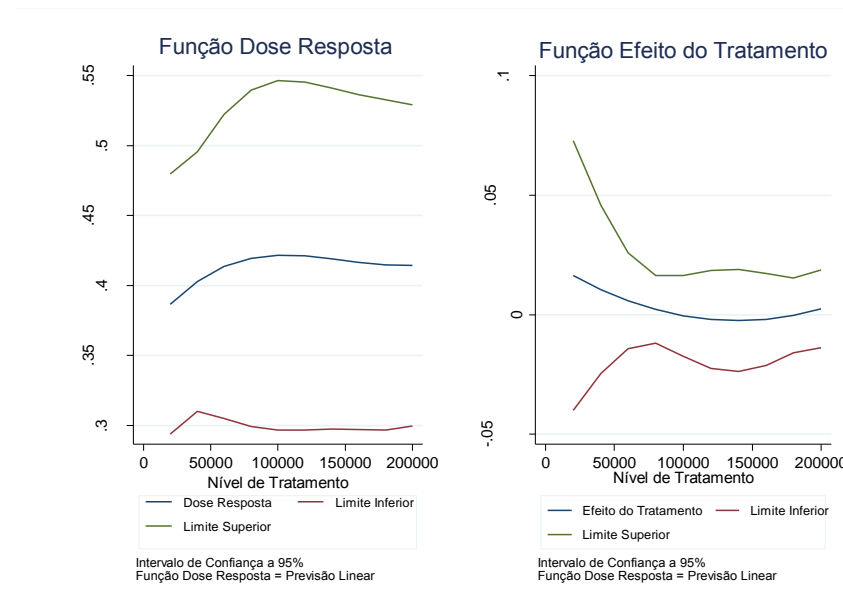


Elaboração: autor.

Gráfico 7 – Dose resposta do salário médio entre 2008 e 2011

7A – Função dose resposta

7B – Função efeito do tratamento



Elaboração: 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 estimação dos microimpactos do FCO sobre emprego e salário médio das empresas, já que o impacto imediato do fundo é esperado que ocorra em nível micro.

Ambos os métodos de pareamento, tanto a forma binária quanto a que diferencia a intensidade do tratamento, apresentam evidências de que o FCO Empresarial afetou positivamente os crescimentos dos empregos e salários médios nas firmas, especialmente entre 2004 e 2008.

O PSM indicou um efeito médio positivo do FCO nos empregos e salários. 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. O PSG revelou que os efeitos nesses crescimentos são relacionados ao valor dos empréstimos não linearmente, isto é, 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 indica que um dos principais objetivos dos fundos constitucionais é cumprido. Outros resultados sugerem que o FCO Empresarial também teve efeito positivo no aumento do salário médio entre 2004 e 2008. Desse modo, pode-se dizer que o FCO vem contribuindo para reduzir a desigualdade regional de renda, em relação ao Sul-Sudeste do Brasil. 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, conseqüentemente, influenciando no efeito dos financiamentos, por isso a análise foi dividida entre diferentes períodos. Entre 2004 e 2008 o fundo teve efeito positivo nos salários médios, diferente do período posterior. 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.

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. Assim, o viés seria positivo em favor das empresas tomadoras, já que elas seriam mais dinâmicas e competitivas. Ademais, não necessariamente a seleção em observáveis se aplica, já que os fatores observáveis analisados não são suficientes para garantir que as empresas financiadas (tratadas) sejam parecidas com as firmas não tomadoras (controle). Desse modo, a diferença em características não observáveis também pode levar ao viés.

Outra hipótese do modelo prevê que não haja substituição do tratamento, algo difícil de garantir, já que é improvável que empresas do grupo de controle não busquem outros mecanismos de financiamento subsidiado, caso das linhas do BNDES, principalmente. Como esse conjunto de informações não está disponível, dado o sigilo dos contratos, este e nem os estudos anteriores são capazes de eliminar esse efeito.

7. 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.; 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.

3. ENSAIO 2 – AVALIAÇÃO DE EFICIÊNCIA DO PROGRAMA EMPRESARIAL DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO CENTRO-OESTE (FCO) EM GOIÁS

Resumo

Este estudo avalia a eficiência alocativa do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) em Goiás sobre a geração de empregos e aumento do salário médio das empresas, abordando as linhas do programa Empresarial no período entre 2004 e 2011. Além da Análise Envoltória de Dados (DEA), é utilizado o método de fronteira de ordem-m, mais robusto a valores extremos e *outliers*. O segundo estágio verifica os fatores que influenciam na eficiência dos financiamentos, destacando-se a mão de obra qualificada, o porte das firmas e o próprio valor financiado. A análise, dividida em dois períodos, revela queda de eficiência da política no período pós-crise de 2008. Assim, a avaliação permite entender as estratégias de atuação do fundo de modo a maximizar sua eficiência e contribuir para o desenvolvimento regional.

Palavras-chave: Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO), eficiência, Análise Envoltória de Dados (DEA), desenvolvimento regional.

Abstract

This study evaluates the allocative efficiency of the Constitutional Fund for Financing of the Center-West in state of Goiás on the creation of jobs and increase of companies' average salary, addressing the lines of "Empresarial" program between 2004 and 2011. In addition to Data Envelopment Analysis (DEA) is used the order-m frontier method, more robust to extreme values and outliers. The second stage verifies the factors that influence the efficiency of financing, highlighting the skilled labor, the size of firms and the amount financed. The analysis, divided in two periods, reveals the efficiency falling after 2008 crisis. Therefore, the evaluation allows understand the strategies of the fund operation to maximizing and contributing on regional development.

Keywords: Constitutional Financing Fund, efficiency, Data Envelopment Analysis, regional development.

Classificação JEL: C52, R58.

1. Introdução

O desenvolvimento econômico brasileiro não uniforme entre as regiões constitui um fator de entrave ao processo de desenvolvimento econômico (MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL, 2007). Consequências como diferentes níveis de renda per

capita, de desemprego, de acesso à tecnologia, infraestrutura e serviços públicos contribuem ainda mais para a perpetuação das divergências regionais. Assim, os Fundos Constitucionais de Financiamento foram criados pela Constituição Federal de 1988 para mitigar a desigualdade entre as macrorregiões brasileiras.

Os fundos foram regulamentados pela Lei n.º 7.827/1989 com o “objetivo contribuir para o desenvolvimento econômico e social das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, através das instituições financeiras federais de caráter regional, mediante a execução de programas de financiamento aos setores produtivos”. Os recursos provêm de 3% de arrecadação do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) e do Imposto de Renda (IR), além dos próprios retornos e resultados das aplicações, sendo 20% para o Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO), 20% para o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) e 60% para o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE).

Resende *et al.* (2014) mostram que entre 1995 e 2012 os recursos aplicados pelos Fundos Constitucionais nas três regiões somaram R\$ 146,5 bilhões (valores de 2010). No Centro-Oeste, Goiás captou 45,6% do total disponibilizado para o FCO. E os recursos que nos anos 90 e 2000 estiveram mais concentrados nas atividades agropecuárias, recentemente observaram crescente destinação para o setor industrial, mais especificamente para o programa Empresarial. A agropecuária, que ficou com 75,2% dos recursos no período 1995-2012, mostrou arrefecimento no subperíodo 2010-2012, com 55,2% do total emprestado.

Embora os investimentos tenham impactado positivamente na criação de emprego e geração de renda das regiões mais necessitadas, eles atenderam a demanda do mercado, vis-à-vis ao objetivo de reduzir a desigualdade regional de renda, como ressaltam Almeida, Silva e Resende (2006). Como a restrição orçamentária da política é dada pelo patrimônio líquido do fundo, seus gestores devem maximizar seus benefícios líquidos em função dos valores de financiamento e seus custos de oportunidade. Assim, uma das formas de aumentar os impactos positivos é por meio da melhor utilização dos recursos existentes. Contudo, não se sabe se essa política aumentou sua eficiência desde sua implantação. Logo, surge a necessidade de monitorar a concessão de financiamentos dos Fundos Constitucionais por meio da avaliação de eficiência, mais especificamente, com uso da Análise Envoltória de Dados (DEA).

Apesar da maioria dos estudos sobre os Fundos Constitucionais usarem os métodos paramétricos para fazer as avaliações de impactos, o usual para avaliação de eficiência é a utilização da DEA. Inclusive, diversos estudos internacionais na área de desenvolvimento regional aplicam esta metodologia (KARKAZIS; THANASSOULIS, 1998; MARTIC; SAVIC, 2001; SCHAFFER *et al.*, 2010; ROMAN; VASILESCU, 2013).

Nos últimos anos houve um crescimento substancial do número de estudos com o objetivo de analisar a eficiência das políticas públicas, especialmente por meio da metodologia de DEA, que pode ser aplicada aos mais variados campos da ciência. De acordo com Liu *et al.* (2013), até sua publicação eram quase 5 mil artigos sobre DEA, sendo as áreas mais pesquisadas, respectivamente: *banking*, saúde, agricultura, transporte e educação.

Existem outras abordagens para calcular a eficiência. Dentre elas, destaca-se o método paramétrico de fronteira estocástica, que permite realizar testes estatísticos para fazer inferência. Por outro lado, uma das vantagens da DEA à fronteira estocástica é poder avaliar múltiplos produtos com múltiplos insumos. Em segundo lugar, a análise envoltória evita fazer hipóteses *a priori* sobre a forma funcional, isto é, não se apoia numa escolha particular de modelo paramétrico para a função de produção ou para os termos estocásticos das estimações, como por exemplo, a distribuição do termo de erro. Contudo, uma das principais desvantagens da DEA é a alta sensibilidade a observações extremas e *outliers*, que elevam o padrão de referência, ou a fronteira de eficiência, tornando as demais observações aparentemente menos eficientes. Logo, este estudo utiliza uma metodologia mais robusta para tratar desse problema.

O método de fronteira de ordem-m, uma derivação da DEA que relaxa a hipótese de convexidade e estima a fronteira excluindo os *outliers*, é utilizado para avaliar a eficiência do FCO em Goiás na geração de empregos e aumento de salários, fatores fundamentais para reduzir o hiato de desenvolvimento entre o Centro-Oeste e o Sul/Sudeste. Logo, o trabalho aborda a diferença de eficiência entre as linhas do programa Empresarial no período entre 2004 e 2011, usando como unidades observacionais, ou *Decision Making Unit* (DMU), as empresas, e como insumo o valor total do financiamento. Em um segundo estágio, verificam-se os fatores que influenciam na eficiência dos empréstimos. Logo, apesar de as firmas serem analisadas por atingirem determinadas metas com distintas quantidades de insumos, o foco da avaliação é a eficiência da política. O objetivo é entender melhor a estratégia de

financiamento que possa maximizar a eficiência das DMUs avaliadas no que diz respeito à geração de empregos e aumento de salários, mitigando as ineficiências.

Resende *et al.* (2014) apresentam uma proposta de monitoramento e avaliação continuada dos Fundos Constitucionais, dada a lacuna existente, especialmente sobre a avaliação de eficiência, pois o esforço anterior foi de avaliações de eficácia. A proposta aborda quatro tipos de avaliação, incluindo a de eficiência com uso da DEA. Neste sentido, este estudo antecipa esta demanda e aplica o método de avaliação ao Estado de Goiás.

O estudo está dividido em seis seções, contando com esta introdução. A próxima seção faz uma revisão de literatura dos principais estudos sobre os Fundos Constitucionais e algumas aplicações de DEA no Brasil e no mundo. A terceira seção apresenta brevemente a metodologia de DEA e sua aplicação ao caso do FCO. A quarta aborda os insumos, produtos e variáveis ambientais utilizadas, aprofundando alguns conceitos e demais fontes de informações. A quinta expõe os resultados e sua análise por linha de financiamento e grupo de empresas. E, por fim, as considerações finais.

2. Revisão de Literatura

2.1. DEA

O estudo pioneiro sobre análise envoltória de dados é de Farrell (1957), que desenvolveu um índice de eficiência técnica para a agricultura norte-americana no nível micro. Seu método aprofundou o conceito de eficiência e permitiu encontrar uma unidade de referência (*benchmarking*). A ineficiência é entendida como a distância da produção de uma determinada DMU em relação à unidade aceita como referência. Contudo, uma das aplicações que popularizou a DEA foi realizada por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), que avaliou a eficiência de empresas assumindo retornos constantes de escala. Outro trabalho importante foi o de Banker, Charnes e Cooper (1984), o qual adotou retornos variáveis de escala. Estes modelos influenciaram fortemente a literatura e, portanto, referenciam as escolhas das escalas adotadas nas estimações por meio de suas iniciais, CCR e BCC, respectivamente.

Liu *et al.* (2013) fazem uma extensa pesquisa sobre as aplicações de DEA publicadas em revistas indexadas pelo *Web of Science* entre 1978 e 2010, aprofundando a revisão de literatura internacional. Eles mostram que quase dois terços das publicações em DEA são de aplicações empíricas, enquanto as demais focam no desenvolvimento da metodologia.

Boueri, Rocha e Rodopoulos (2015) apresentam alguns estudos brasileiros que utilizam DEA, especialmente na área de saúde e educação, e expõem os principais métodos de avaliação de eficiência, teórica e empiricamente. Na área de *banking*, Sousa e Souza (2014) verificam as eficiências técnicas das agências do Banco do Brasil e como estas são afetadas por algumas características exógenas. Benegas e Silva (2014) estimam a eficiência do Sistema Único de Saúde (SUS) referente às Unidades Federativas (UFs) do Brasil. Em um procedimento de dois estágios, eles utilizam DEA para analisar o impacto de insumos não discricionários na eficiência da oferta de saúde.

Gonçalves e França (2013) analisam os fatores que afetam a eficiência da gestão educacional dos municípios. O estudo captura a heterogeneidade do impacto das diversas características municipais sobre os níveis de eficiência e mostra que os recursos oriundos do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental (Fundef) contribuíram no acréscimo de eficiência, evidenciando que a descentralização educacional na gestão deve vir acompanhada de aporte de recursos dos outros entes federados a fim de auxiliar os municípios.

Yeung e Azevedo (2012) medem a eficiência da Justiça Estadual Brasileira por meio do número de juízes e auxiliares, como insumos, e o número de processos julgados, como produto. Os resultados são correlacionados com o Índice de Confiança na Justiça e indicam que a eficiência relativa varia significativamente entre os diferentes Estados.

Lima e Marinho (2014) estimam a eficiência técnica dos serviços de segurança pública subnacionais por meio do método de fronteira de ordem-m. Os resultados da meta fronteira são comparados aos resultados do agrupamento em critérios de regionalidade, demonstrando que a defasagem tecnológica não se deve a fatores regionais, logo, não se pode afirmar que alguma região seja tecnologicamente atrasada em relação às demais.

Souza, Araújo e Tannuri-Pianto (2012) usam o modelo DEA em dois estágios para verificar que quanto maior as transferências da União, menor o esforço e a eficiência de arrecadação dos municípios. Eles aplicam o método *jackstrap* para detectar os *outliers* e

encontram que quanto maior a população e a urbanização, variáveis usadas no segundo estágio, maior a eficiência.

No campo do desenvolvimento regional, a maior parte dos estudos que usam DEA é internacional. De acordo com Martic e Savic (2001), o trabalho de Macmillan (1986) é o pioneiro a aplicar DEA na área de economia regional. Os primeiros classificam a eficiência das regiões sérvias e corroboram os resultados da DEA por meio da análise multivariada.

Karkazis e Thanassoulis (1998) usam a metodologia DEA para analisar a efetividade dos gastos governamentais na redução das disparidades regionais da Grécia. Schaffer, Simar e Rauland (2010) decompõem a eficiência de investimentos em infraestrutura de transporte e capital humano no desenvolvimento regional alemão, mais especificamente na renda per capita das regiões *Nomenclature Territorial Statistical Units* (NUTS) 3 da União Europeia. O estudo ainda identifica correlações espaciais no padrão de eficiência destas áreas.

Afonso e Fernandes (2006) analisam a eficiência do gasto da esfera local do Governo Português por meio do método não paramétrico *Free Disposal Hull* (FDH), também baseado em técnicas de envelopamento de dados, introduzido por Deprins, Simar e Tulkens (1984). Eles usam um índice de performance municipal como produto e as despesas per capita como insumo para concluir que existem consideráveis desperdícios de recursos nos municípios portugueses, relativos ao caso de referência.

O estudo de Roman e Vasilescu (2013) examina o desempenho do mercado de trabalho romeno por meio das variáveis produtividade do trabalho e participação da mão de obra. Os autores classificam as regiões da Romênia em três tipos: tecnicamente eficientes, médio eficientes e pouco eficientes, sendo as eficientes as áreas não ricas.

2.2. Fundos Constitucionais de Financiamento

A respeito dos Fundos Constitucionais de Financiamento, diversos estudos avaliam os seus impactos. Almeida, Silva e Resende (2006) verificam os efeitos dos fundos, identificando que os empréstimos não se direcionam majoritariamente para os Estados/municípios mais pobres, isto é, sem existir relação direta entre desembolso e PIB per capita ou Índice de Desenvolvimento Humano (IDH).

Na mesma linha, Macedo e Mattos (2008) ressaltam a necessidade da criação de mecanismos pelo lado da oferta, já que as forças de mercado contribuem para uma distribuição menos equitativa. Os municípios mais ricos e seus vizinhos encontram-se em condições mais favoráveis para tomar empréstimos, por apresentarem condições mais vantajosas para os tomadores.

Silva, Resende e Neto (2009) avaliam a aplicação dos recursos do FNE, FNO e FCO, entre 2000 e 2003, na perspectiva das firmas. Eles estimam os impactos do fundo sobre o salário médio e o número de trabalhadores, não encontrando diferenças significativas entre o grupo de controle e de tratamento, para o FNO e FCO. Em relação à taxa de variação do número de empregados, os resultados do FNE são positivos para a aplicação dos recursos desse fundo sobre as firmas beneficiadas.

Resende (2014b) utiliza o modelo de painel com efeitos fixos para sugerir que o FNE-total apresentou impactos positivos sobre o crescimento do PIB per capita entre os anos de 2004 e 2010, nos níveis municipal e microrregional, sem efeito na escala mesorregional. Aplicando a mesma metodologia e período, Resende, Cravo e Pires (2014) pesquisam o FCO e mostram seu impacto positivo no crescimento do PIB per capita dos municípios, especialmente do programa Empresarial.

3. Metodologia

Os modelos DEA e fronteira de ordem-m são empregados para verificar a eficiência dos financiamentos das empresas beneficiadas pelo FCO Empresarial, possibilitando traçar estratégias para reduzir a ineficiência da política. O primeiro método, não paramétrico e operacionalizado por programação linear, encontra quais unidades produtivas são eficientes, delineando a fronteira de produção que serve de referência (*benchmarking*) para as demais firmas traçarem suas estratégias para reduzir a ineficiência. Esse modo difere das estimações paramétricas, como as regressões, que mensuram o efeito médio das unidades observadas e assumem algumas premissas estatísticas.

O método de fronteiras estocásticas, principal concorrente na avaliação de eficiência, é dependente da escolha dos parâmetros por parte do avaliador, de modo a ser feita uma escolha

ad hoc. Por outro lado, a metodologia DEA é particularmente interessante se comparada a outros métodos, por não assumir uma função de produção paramétrica e, conseqüentemente, não exigir uma fundamentação microeconômica para a escolha dos parâmetros da função de produção. Todavia, os diferentes modelos DEA são determinados de acordo com algumas premissas relativas ao retorno de escala e orientação insumo ou produto. Neste estudo, os resultados são verificados tanto para a versão com retornos constantes (CCR) quanto com retornos variáveis (BCC). A comparação dos modelos CCR e BCC permite decompor a eficiência relativa da DMU em eficiência técnica e eficiência de escala, a qual é realizada por meio da divisão dos escores dos coeficientes dos dois modelos, já que não necessariamente as DMUs operam numa escala ótima, sendo importante verificar as eficiências de escala.

A análise é realizada com orientação baseada nos insumos, pois sendo o objetivo do gestor do fundo aumentar a eficiência da política, tanto o credor quanto as empresas fazem as suas escolhas em relação ao valor do financiamento. A eficiência alocativa, com orientação no insumo, é a diferença entre a quantidade de insumo utilizada para gerar determinado nível de produto e a quantidade mínima factível de insumos necessários para produzir esse mesmo nível de produto, grosso modo, se tratando de minimização de custos (FRIED *et al.*, 2008). A alternativa, modelo orientado pelo produto, é menos indicada, pois tanto a geração de emprego quanto o incremento nos salários seriam conseqüências, do empréstimo concedido, ou seja, *posteriori* à decisão dos gestores de emprestar.

A eficiência relativa de cada DMU é calculada a partir da fronteira supracitada. Além disso, a análise é feita de acordo com o agrupamento das empresas em relação à linha de financiamento, porte e setor. Assim, a avaliação permite entender as estratégias de atuação do fundo, de modo a maximizar a eficiência e contribuir para um maior desenvolvimento regional.

Uma das dificuldades de mensurar a eficiência é quando são usados vários insumos, ou gerados diversos produtos. Para Lima e Marinho (2014), as principais desvantagens do modelo DEA são: resultados fortemente dependentes do conjunto de variáveis, logo, podem ser enviesados com a (ex) inclusão de um insumo / produto; a posição da fronteira e resultados altamente sensíveis à influência de fatores estocásticos ou erros de medida; e, a presença de *outliers*, que podem alterar completamente os resultados.

A análise de eficiência alocativa dos financiamentos deve levar em conta os impactos que as características das empresas ou linhas de financiamento podem exercer sobre a eficiência. Além da avaliação do credor na liberação de empréstimo, fatores externos influenciam o processo produtivo, levando a um efeito não controlável na criação de emprego e renda. Portanto, é fundamental considerar a presença de tais fatores, o que Ruggiero (1994) chama de variáveis ambientais ou não discricionárias. Conforme o autor, desconsiderá-los pode levar a estimativas enviesadas da eficiência. Assim, o modelo em dois estágios, também chamado de semiparamétrico, combina a análise DEA ou ordem-m com a regressão econométrica, sendo amplamente aplicado na literatura.

Na primeira etapa mensuram-se os indicadores de eficiência por meio da DEA ou estimador de ordem-m apenas com os insumos discricionários – que os gestores podem controlar. Em seguida, verifica-se o efeito decorrente das variáveis ambientais. Para isso, estimam-se os escores de eficiência encontrados na primeira etapa, ou seja, os escores são usados como variáveis dependentes na regressão com as variáveis não discricionárias. Assim, o segundo estágio verifica quais os fatores das firmas, como porte e número de trabalhadores qualificados, além da linha de financiamento (vinculada ao setor que empresa atua), afetam o nível de eficiência alocativa dos financiamentos. O objetivo é separar o efeito que as variáveis ambientais exercem sobre a criação de emprego e o aumento salarial, de modo a identificar seus determinantes, pois estes afetam indiretamente a eficiência na gestão do fundo de financiamento.

Não há consenso a respeito da averiguação dos fatores que afetam o crescimento das empresas via empréstimos. Na literatura não há uma teoria abrangente e as avaliações de eficiência dos financiamentos para o desenvolvimento regional são raras, dificultando uma especificação sobre os insumos e produtos a serem abordados¹⁸. Além disso, o objetivo dos Fundos Constitucionais de gerar desenvolvimento econômico e social nas macrorregiões menos desenvolvidas é amplo. Assim, utilizam-se variáveis similares às de Resende (2014a) e Oliveira, Menezes e Resende (2015) para identificar os fatores que influenciam os impactos do FCO no mercado de trabalho, mais especificamente, sobre os empregos e salários das empresas, inclusive, para permitir relativa comparabilidade de resultados entre as avaliações.

¹⁸ Para esta análise, seria interessante utilizar as informações da função de produção (capital e trabalho), inclusive como forma de reduzir a arbitrariedade da análise insumo-produto. Entretanto, os dados de capital das empresas não estão disponíveis.

Apesar de os objetivos da política serem atingidos por meio do crescimento das empresas, o foco da análise de eficiência é a política de financiamento. Assim, considera-se o propósito mútuo do empréstimo de ser financeira e socialmente eficiente. Essas exigências não necessariamente são incompatíveis e podem até ser complementares. A seguir, apenas o estimador robusto de ordem-m tem sua metodologia aprofundada, já que os resultados do método DEA são apresentados apenas no anexo, devido à alta correlação com as estimativas da metodologia fronteira de ordem-m.

3.1. Estimador robusto de ordem-m

Uma limitação da DEA é que podem existir DMU virtuais eficientes resultantes de combinações lineares convexas de DMUs eficientes, o que nem sempre é possível. Logo, alguns estimadores robustos foram desenvolvidos. Entre eles está o modelo FDH, que relaxa o pressuposto de convexidade, isto é, permite o livre descarte de insumos na constituição da fronteira de eficiência. Ainda existem outras formas de identificar os *outliers*, possibilitando uma diferente abordagem com outro modelo robusto¹⁹.

O estimador de fronteira ordem-m, proposto por Cazals, Florens e Simar (2002), aceita o conceito de fronteira parcial, que desconsidera algumas observações e é oposto ao conceito de fronteira completa, a qual envolve todos os dados. Esta ideia generaliza o FDH, compartilhando algumas das suas propriedades estatísticas, e muda o objetivo de estimar a fronteira com o menor nível de insumos tecnicamente possível para uma determinada produção, pelo objetivo de estimar algo próximo desta fronteira excluindo algumas observações. Assim, o conceito de fronteira parcial é mais flexível que o de fronteira completa, inclusive, evitando alguns problemas inerentes à estimação de fronteira completa (SIMAR; WILSON, 2008).

Este estimador da fronteira parcial é consistente com o estimador de fronteira completa, permitindo que a ordem da fronteira cresça com o aumento de observações. Ademais, este estimador possui as mesmas propriedades assintóticas e converge para o estimador FDH. Contudo, em amostras finitas, estes estimadores não envolvem todos os

¹⁹ O método *jackstrap* concebido por Sousa, Cribari-Neto e Stosic (2005) combina as técnicas de reamostragem *bootstrap* e *jackknife*, para computar a eficiência técnica da DEA.

dados, sendo mais robustos a ruído, *outliers* e valores extremos que os estimadores DEA ou FDH.

Simar e Wilson (2008) apresentam o estimador não paramétrico fronteira de ordem- m , o qual é reproduzido adiante com a orientação insumo. Considere uma tecnologia de produção onde a atividade das unidades de produção é caracterizada por um conjunto de insumos $x \in R_+^p$ usado para produzir o conjunto de produtos $y \in R_+^q$. Este conjunto de produção é definido como:

$$\Psi = \{(x, y) \in R_+^{p+q} \mid x \text{ pode produzir } y\} \quad (1)$$

O processo pode ser modelado em relação à probabilidade da função de distribuição. Os escores de eficiência são caracterizados por propriedades da distribuição condicional $F_{X|Y}(x|y) = Prob(X \leq x \mid Y \geq y)$, que descreve o comportamento das firmas que produzem pelo menos o nível de produção y . Em termos do escore de eficiência do insumo, assume-se o livre descarte ou disponibilidade (não convexidade):

$$\theta(x, y) = \inf \{\theta \mid F_{X|Y}(\theta x, y) > 0\} \quad (2)$$

A fronteira completa pode ser vista como o mínimo realizável de insumos para todas as plantas tecnicamente factíveis das firmas que produzem o nível y de produtos. Uma referência alternativa é obtida pela definição do mínimo esperado de insumos usado por quaisquer m firmas escolhidas aleatoriamente da população e produzindo pelo menos o nível y de produtos. Quando m tende a infinito, o problema se torna idêntico ao da estimação FDH da fronteira completa $\partial\Psi$.

Suponha o nível de produto dado por y . Considere m variáveis aleatórias identicamente, independentemente distribuídas (iid) X_i , $i = 1, \dots, m$, tirada da função de distribuição condicional N-variada $F_X(\cdot \mid y)$ e que define o conjunto:

$$\Psi_m(y) = \{(x', y') \in R_+^{N+M} \mid x' \geq X_i, y' \geq y, i = 1, \dots, m\} \quad (3)$$

Este conjunto aleatório é o FDH de m firmas que produzem pelo menos o nível y de produtos. Então para qualquer x , dado y , o escore de eficiência de insumos relativo ao conjunto $\Psi_m(y)$ é:

$$\tilde{\theta}_m(x, y) = \inf \{\theta \mid (\theta x, y) \in \Psi_m(y)\} \quad (4)$$

O conjunto $\Psi_m(y)$ é aleatório, desde que dependa das variáveis aleatórias X_i com função de distribuição (condicional) $F_X(\cdot|y)$. Portanto, o escore de eficiência $\tilde{\theta}_m(x, y)$ também é aleatório. Para uma dada realização de m valores X_i , uma realização de $\tilde{\theta}_m(x, y)$ é obtida computando:

$$\tilde{\theta}_m(x, y) = \min_{i=1, \dots, m} \left\{ \max_{j=1, \dots, p} \left(\frac{x_i^j}{x^j} \right) \right\} \quad (5)$$

O escore de eficiência de ordem- m é definido a seguir. Para todo y tal que $S_Y(y) = \text{prob}(Y \geq y) > 0$, o escore de eficiência de ordem- m é dado por:

$$\theta_m(x, y) = E(\tilde{\theta}_m(x, y) | Y \geq y) \quad (6)$$

O escore de eficiência de ordem- m é referência para a unidade operando a (x, y) contra o mínimo esperado de insumo entre m pares aleatoriamente escolhidos da população de unidades produzindo pelo menos y . Esta medida define a fronteira de eficiência de insumo de ordem- m . Para qualquer $(x, y) \in \Psi$, o nível mínimo de insumos de ordem- m para uma unidade de produção de nível y é dado por:

$$x_m^\partial(y) = \theta_m(x, y)x \quad (7)$$

Se x é univariado, a fronteira de insumos de ordem- m pode ser descrita por qualquer função de insumos de ordem- m :

$$x_m^\partial(y) = E[\min(X^1, \dots, X^m) | Y \geq y] = \int_0^\infty (1 - F_x(x|y))^m dx \quad (8)$$

Se $m \rightarrow \infty$, então a fronteira de ordem- m tende a fronteira completa, isto é, o estimador da função do mínimo esperado de insumos converge para o estimador FDH.

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \theta_m(x, y) = \theta(x, y) \quad (9)$$

4. Base de Dados

As principais fontes de informações deste estudo foram a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), que contém as características referentes ao mercado de trabalho formal das empresas localizadas em território goiano, identificadas por CNPJ – Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica; e, os relatórios gerenciais do Banco do Brasil (BB), que contém

os financiamentos e demais informações identificadas por firma. Assim, as duas bases foram cruzadas por meio do CNPJ.

O período analisado compreende o intervalo entre 2004 e 2011. A análise foi separada entre os anos de 2004 a 2008 e de 2008 a 2011, pois se espera variação de efeitos intertemporalmente, especialmente por conta da crise ocorrida no meio do intervalo abordado.

No programa Rural a maior parte dos financiamentos é feita por meio do Cadastro de Pessoa Física (CPF). Além disso, a maior parte dos empregos deste setor é informal, portanto, não pode ser examinado com o uso da Rais. Assim, a análise restringiu-se ao programa Empresarial, que atende exclusivamente os setores de industrial e de serviços.

A taxa de desemprego é um sinal de que os trabalhadores não estão no mercado de trabalho, sugerindo que os fatores de produção não estão bem alocados. Contudo, a variável variação de empregos não é a única importante, pois as empresas podem adquirir capital físico e/ou tecnologia, afetando a qualidade do emprego, refletida na remuneração do trabalho, também utilizada como produto. Inclusive, devido à dificuldade de obter informações referentes ao capital físico das empresas, utiliza-se a variação de salários, que visa captar o aumento da produtividade média do trabalhador.

Tabela 1: Produtos, insumos e variáveis ambientais.

Insumos	Produtos	Variáveis ambientais
Valor do financiamento	Varição do número de empregos Varição do salário médio	Porte Linha de financiamento Número de trabalhadores qualificados (ensino superior)

Fonte: Rais e informações gerenciais do BB.
Elaboração: autor.

Gonçalves e França (2013) afirmam que o cálculo da eficiência por intermédio de modelos não paramétricos permite a incorporação de inúmeros insumo/produtos, e fundamenta-se nos axiomas fracos da teoria econômica, não necessitando que a forma funcional seja predeterminada.

A natureza determinística dos modelos não paramétricos faz com que todas as observações sejam consideradas e factíveis. Assim, a ineficiência devido a presença de observações atípicas (*outliers*), erros de medida, variáveis omitidas outras discrepâncias

estatísticas não deveria ser levada em conta, como sugerem Sousa, Cribari-Neto e Stosic (2005). A heterogeneidade dos dados na DEA pode agravar este problema e levar à subestimação dos escores de eficiência, especialmente se a base de dados for grande e diversa, caso deste estudo, que possui amostra da ordem de milhares de observações. Portanto, seria visualmente impossível detectar manualmente esses casos atípicos, surgindo a necessidade de utilizar um procedimento automático de identificação e corrigir os índices de eficiência.

Numa aplicação deste procedimento, Souza, Araújo e Tannuri-Pianto (2012) mostram que a distribuição da eficiência era altamente assimétrica, indicando a presença de *outliers*. Após retirados, a análise se tornou mais robusta e condizente com a realidade. Assim, neste estudo também foram retirados os financiamentos com valores superiores a R\$ 10 milhões e as empresas com uma variação de emprego e/ou salário superiores a dez vezes ao nível do ano base, além do uso do estimador robusto.

A tabela a seguir apresenta as estatísticas descritivas das empresas pertencentes à amostra nos dois períodos abordados, sendo o primeiro entre 2004 e 2008, com informações referentes ao fim do intervalo, e o segundo, entre 2008 e 2011. Os valores foram atualizados para o ano de 2011 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Em ambos os casos, percebe-se que a amostra final diminuiu, pois são comparadas apenas as empresas que tomaram o FCO no primeiro ano do período e constam apenas as firmas que apareceram na Rais nos dois anos do intervalo.

Entre 2004 e 2008 a variação média do número de empregados foi de 20,1, com um aumento médio nominal de R\$ 232,1 nos salários. O valor mínimo financiado foi de R\$ 2 mil e o valor máximo de R\$ 5,5 milhões, com um valor médio de R\$ 179,7 mil. A maior parte das firmas é de pequeno porte e a maioria dos financiamentos é da linha de Comércio e Serviços. Essa situação permanece no intervalo entre 2008 e 2011.

Tabela 2: Estatística descritiva da amostra.

Variável	Obs.	Média	DP	Mín	Máx	Obs.	Média	DP	Mín	Máx
	2004 – 2008					2008 - 2011				
FCO (ano base)	117	179791	626989	2025	5581940	774	111478	433780	4000	6635785
Nº empregados	2298	22,865	118,714	1	4065	5367	23,170	91,472	1	3953
Variação emprego	117	20,111	168,574	-41	1811	774	2,641	26,255	-77	638
Nº empreg. qualif.	2298	0,928	6,050	0	138	5367	0,978	5,505	0	147
Salário médio	2298	640,005	281,733	0	4817	5367	840,478	322,054	0	5995
Var. salário médio	117	232,188	224,265	-413,78	1503,4	774	217,973	255,163	-3791	2164
Prog. Com. e Ser.	2298	0,646	0,478	0	1	5367	0,561	0,496	0	1
Prog. Des. Indust.	2298	0,285	0,452	0	1	5367	0,344	0,475	0	1
Prog. Turismo	2298	0,068	0,252	0	1	5367	0,095	0,293	0	1
Micro porte	2298	0,130	0,337	0	1	5367	0,048	0,213	0	1
Pequeno porte	2298	0,808	0,394	0	1	5367	0,827	0,378	0	1
Médio porte	2298	0,051	0,221	0	1	5367	0,113	0,316	0	1
Grande porte	2298	0,010	0,102	0	1	5367	0,013	0,113	0	1

Fonte: Rais e informações gerenciais do BB.

Elaboração: autor.

5. Resultados

5.1. Primeiro estágio

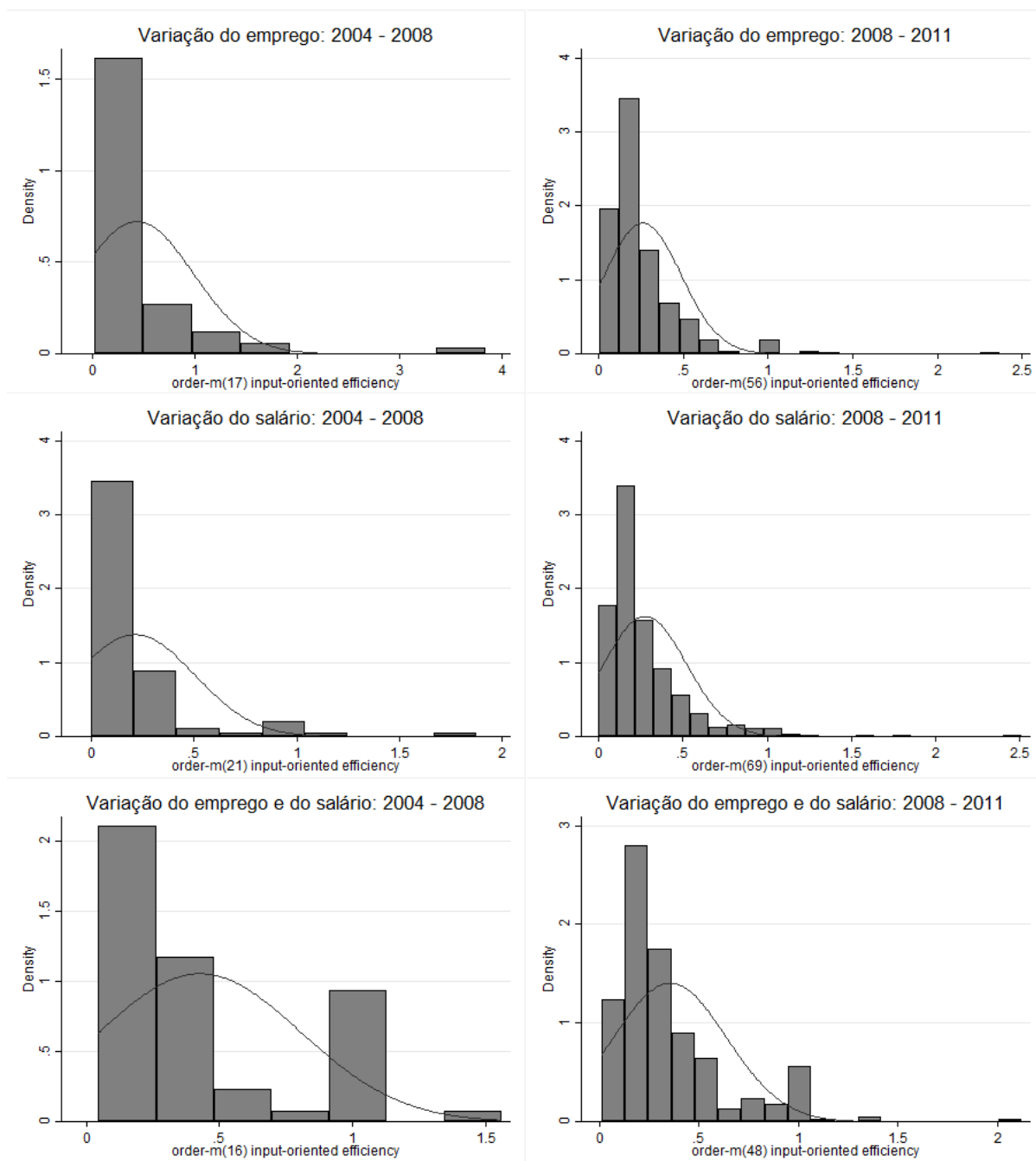
O primeiro estágio computa os escores de eficiência encontrados pelo estimador de ordem-m para diferentes modelos com orientação insumo. Ao total são analisados três modelos, um que adota a variação do emprego como produto, outro a variação de salários e outro com dois produtos, variação de empregos e variação de salários simultaneamente. Apesar da análise de eficiência da fronteira de ordem-m ser robusta a *outliers*, seus resultados são semelhantes aos verificados pelo método DEA²⁰, portanto, são apresentados apenas os resultados referentes à primeira metodologia.

Ressalta-se que uma pequena parte das empresas teve queda no emprego e no salário entre os períodos examinados. Como os modelos DEA excluem as observações de produtos negativos, estas empresas foram desconsideradas da análise.

²⁰Os coeficientes de eficiência encontrados pela metodologia DEA com retornos variáveis de escala (BCC) com um insumo e um produto foram similares aos coeficientes do método fronteira de ordem-m, alcançando uma correlação estatística maior que 0,80, para ambos os períodos abordados.

A figura 1 apresenta os histogramas dos escores obtidos. Em todos os casos, percebe-se uma assimetria na distribuição, o que leva a diferentes possibilidades de estimação no segundo estágio, as quais são justificadas oportunamente.

Figura 1: Histograma dos escores de eficiência de ordem-m – por período e variável.



Elaboração: autor.

Os gráficos revelam substancial variabilidade na eficiência alocativa dos empréstimos. Assim, os resultados sugerem que há oportunidade para elevar o número de empregos e incrementar a produtividade com o melhor aproveitamento dos recursos disponíveis. De outro modo, os escores abaixo dos escores das DMUs eficientes (referência) indicam que as unidades têm espaço para reduzir sua ineficiência.

Oliveira, Menezes e Resende (2015) mostram que os impactos do FCO no Estado de Goiás dependem do período e da variável analisada. O estudo aponta que as firmas beneficiadas tiveram um aumento de salário médio, entre 2004 e 2008, maior que as não financiadas, apesar do efeito nulo entre 2008 e 2011. A figura acima revela que o mesmo ocorre com os escores de eficiência, isto é, os resultados variam conforme a variável e período. Assim, na análise dos resultados, as empresas foram classificadas por porte e linhas de financiamentos, abordagem que leva em conta as diretrizes do fundo.

Tabela 3: Média dos escores de eficiência obtidos via ordem-m, por porte e linha de financiamento

	2004 - 2008				2008 - 2011			
	Valor médio financiamento	Eficiência média			Valor médio financiamento	Eficiência média		
		Varição Emprego	V. Salário	V. Emprego e v. salário		V. Emprego	V. Salário	V. Emprego e v. salário
Turismo Regional	32.251	0,442	0,212	0,343	80.516	0,232	0,249	0,276
Comércio e serviço	45.278	0,346	0,259	0,300	80.593	0,273	0,303	0,366
Industrial	431.357	0,584	0,137	0,645	157.718	0,251	0,241	0,351
Micro	22.245	0,567	0,273	0,408	28.526	0,371	0,451	0,393
Pequeno	57.159	0,428	0,236	0,340	67.718	0,263	0,289	0,359
Médio	462.158	0,350	0,032	0,904	100.757	0,201	0,198	0,294
Grande	2.246.641	0,523	0,007	1,000	2.470.886	0,549	0,045	0,603

Elaboração: autor.

Os coeficientes de eficiência para o modelo com produto variação do emprego são, em média, maiores que os com variação do salário. Embora essa divergência tenha sido maior no primeiro período, conclui-se que há espaço na política para ser mais eficiente no aumento de produtividade do que na geração de empregos.

Apesar de os financiamentos serem maiores para as empresas de grande porte, estas firmas têm uma maior eficiência média no que diz respeito ao incremento de empregos e

salários, simultaneamente. Entretanto, apesar do teste de diferença de médias não indicar diferença estatisticamente significativa²¹, elas possuem um menor escore médio de eficiência no incremento dos salários médios, possivelmente, devido ao alto número de empregados. No que diz respeito à variação de empregos, as empresas de porte micro e grande foram, em média, mais eficientes. Vale ressaltar que a maior parte desses resultados é compatível com os encontrados no segundo estágio, apresentados na próxima subseção.

Uma possível causa para a variação na eficiência entre os portes é a classificação, que tem relação com as taxas de juros cobradas, maiores quanto maior o porte. Além da escala, que pode permitir níveis de produtividade mais altos e, conseqüentemente, maiores salários e contratação de trabalhadores.

Já as firmas das diferentes linhas de financiamento e, conseqüentemente, atividades econômicas, se deparam com distintas funções de produção, condições de mercado, entre outros fatores, que contribuem para explicar a diferença de eficiência. Em todo o período abordado as linhas de financiamento Desenvolvimento Industrial e Comércio e Serviços tiveram a mesma taxa de juros para todos os portes. Assim, o incentivo financeiro foi proporcionalmente igual para ambas, portanto, a diferença da eficiência está ligada especialmente ao dinamismo econômico do setor, intensidade dos fatores de produção e fatores do setor ligados à linha.

A linha Desenvolvimento Industrial, que teve o maior valor médio de financiamento, foi a mais eficiente na geração de empregos, e empregos e salários simultaneamente, no período pré-crise. Já no intervalo de 2008 a 2011, a linha Comércio e Serviços foi mais eficiente que as demais na variação de salário médio. Neste período, as diferenças em relação ao escore médio de eficiência em quase todas as estimações foram pequenas e estatisticamente insignificantes, o que é corroborado pelos resultados da próxima subseção.

A periodização adotada justifica as variações de eficiências encontradas. Após a crise de 2008, os coeficientes médios de eficiência na geração de empregos caíram em todas as linhas de financiamento. Este resultado pode estar ligado ao contexto no mercado de trabalho, que esteve aquecido durante o segundo intervalo analisado (IPEA, 2013), além das expectativas dos empresários, que estiveram preocupados com a conjuntura econômica.

²¹ De acordo com Ferreira e Braga (2007), o intervalo de confiança calculado por meio do *bootstrap* é um procedimento mais refinado que o teste de diferença de médias.

5.2. Segundo estágio

O objetivo do segundo estágio deste estudo é verificar os determinantes da eficiência. Alguns autores combinam a metodologia de DEA com o modelo *tobit* para atingir este objetivo (FERREIRA; BRAGA, 2007). O uso desse método se justifica, entre outros fatores, pela concentração de DMUs com eficiência compreendida entre determinados valores ou concentrada em pontos iguais ao valor da DMU eficiente (intervalo limitado)²². Outros estudos também estimam em dois estágios, usando os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e regressão quantílica (SOUSA; SOUZA, 2014).

Conforme argumentado anteriormente, a análise não paramétrica deve ser complementada pela estimação dos modelos de regressão com o objetivo de identificar os fatores que afetam o desempenho das empresas e, conseqüentemente, da política de financiamento. Foram estimadas seis regressões, representadas na equação a seguir, as quais usaram os escores de eficiência da fronteira de ordem-m como variável dependente, simbolizados por Y_i . A estimação para cada produto é apresentada nas colunas da próxima tabela²³, assim como os resultados dos dois períodos abordados.

As variáveis independentes, representadas pelo vetor X_i , foram o valor do FCO tomado pela empresa no ano base (em R\$ milhões)²⁴; *dummies* referentes à linha de financiamento, onde *Progcomser* se refere à linha Comércio e Serviços, *Progtur*, linha de Desenvolvimento do Turismo Regional, restando a linha de Desenvolvimento Industrial como base de comparação; *dummies* de porte, na qual o pequeno porte foi a base, e *Micro*, *Médio* e *Grande* se referem aos respectivos portes; *Empquali* é o número de trabalhadores com ensino superior ou maior qualificação; e ε_i é o termo de erro.

$$Y_i = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

²² Neste trabalho os resultados encontrados por meio do *tobit* são semelhantes aos encontrados por MQO, portanto, são apresentados apenas os coeficientes referentes à última metodologia.

²³ Os resultados do segundo estágio com uso dos coeficientes de primeiro estágio calculados pelo método DEA com retornos variáveis (BCC) encontram-se no anexo. Estes foram semelhantes aos valores da metodologia robusta, de ordem-m, apresentados nesta seção.

²⁴ As regressões com esta variável independente e o seu quadrado tiveram resultados similares.

Tabela 4: Resultados do segundo estágio – MQO (primeiro estágio: ordem-m)

	2004 - 2008			2008 – 2011		
	Variação Emprego	Variação Salário	V. Emprego e V. Salário	Variação Emprego	Variação Salário	V. Emprego e V. Salário
FCO	-0,436***	-0,115	0,00277	-0,0889	-0,060***	-0,123
(ano base)	(-4,61)	(-1,57)	(0,41)	(-1,26)	(-2,61)	(-1,39)
Progcomser	-0,337	0,0613	-0,170	0,0206	0,0478**	0,00768
	(-1,38)	(0,89)	(-1,37)	(0,97)	(2,38)	(0,25)
Progtur	-0,310	0,00984	-0,174	-0,0283	-0,00754	-0,0956
	(-1,22)	(0,14)	(-1,17)	(-0,66)	(-0,24)	(-1,52)
Empquali	0,0174***	-0,00154	-0,00363	0,00756**	0,000488	0,00826**
	(4,69)	(-0,24)	(-0,26)	(2,54)	(0,49)	(2,32)
Micro	0,225*	0,0409	0,103	0,106*	0,152**	0,0481
	(1,70)	(0,75)	(0,80)	(1,94)	(2,47)	(0,99)
Médio	-0,228	-0,110**	0,442**	-0,0612***	-0,0848***	-0,0659*
	(-0,81)	(-2,02)	(2,52)	(-3,12)	(-4,15)	(-1,90)
Grande	0,203	0,0490	0,552**	0,0287	-0,0981**	-0,0122
	(1,58)	(0,28)	(2,26)	(0,16)	(-2,02)	(-0,06)
Constante	0,678***	0,202***	0,469***	0,254***	0,267***	0,362***
	(2,78)	(3,82)	(4,29)	(15,88)	(18,69)	(14,67)
R2	0,11	0,08	0,33	0,09	0,06	0,06
Obs.	70	92	59	410	566	332
Prob>F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Estatística entre parêntese. Erro padrão robusto à heterocedasticidade.

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Elaboração: autor.

Entre 2004 e 2008, a quantidade de mão de obra qualificada foi estatisticamente significativa e positivamente correlacionada aos escores de eficiência da variação de empregos. Por outro lado, quanto maior foi o valor de financiamento do FCO em 2004, menor foi a eficiência na geração de empregos entre 2004 e 2008. No modelo com um insumo e um produto, sendo a variação de salário o produto, apenas o porte médio foi significativo, isto é, menos eficiente na variação de salários. Já no modelo com dois produtos, os portes médios e grandes tiveram uma maior eficiência relativamente ao porte pequeno, assim como havia sido relatado anteriormente.

Investimentos em educação elevam a produtividade. Além disso, este tipo de gasto pode elevar a eficiência na aplicação do Fundo Constitucional, no sentido de incrementar os salários médios e potencializar o efeito da política. Este trabalho corrobora esta afirmação, pois, especialmente a educação superior tem efeito positivo sobre a eficiência do gasto. O número de empregados qualificados foi determinante para elevar o número de empregos eficientemente. Além disso, esta variável teve efeito positivo no modelo com dois produtos.

No intervalo entre 2008 e 2011, as empresas de porte médio foram menos eficientes tanto na geração de empregos quanto na variação da remuneração média dos trabalhadores. A

linha de Comércio e Serviços foi mais eficiente, em média, que a linha de Desenvolvimento Industrial no aumento da remuneração média. E as empresas de porte micro foram mais eficientes sobre o aumento do salário médio que as firmas de pequeno porte, as quais foram, em média, mais eficientes que as de médio e grande porte, no que diz respeito ao incremento de produtividade do trabalho.

Os coeficientes negativos do FCO nas estimativas acima sugerem que financiamentos menores são mais eficientes quanto ao objetivo de gerar empregos e elevar os salários. Entretanto, Oliveira, Menezes e Resende (2015) indicam que os empréstimos devem atingir determinado valor para ter escala e atender os objetivos acima. Por meio do efeito dose-resposta, eles verificam que o impacto do financiamento nas variações de emprego e salários não é linear. Assim, apesar da relação negativa encontrada, há um valor mínimo que justifique os custos da contratação.

Neste sentido, percebe-se que em ambos os intervalos determinado porte foi mais eficiente na geração de empregos e no aumento do salário médio, situação análoga às diferentes linhas de financiamento. Como os objetivos da política de financiamento constitucional são amplos (gerar desenvolvimento econômico e social), estes podem ser atingidos de distintas formas, a depender do parâmetro escolhido. Logo, avaliar a eficiência e seus determinantes é fundamental para embasar os gestores públicos a eleger as diretrizes da política de financiamento dos Fundos Constitucionais.

6. Considerações Finais

Apenas em Goiás, foram gastos em média por ano com os Fundos Constitucionais de Financiamento em torno de 1,5 bilhões de reais. De acordo com Resende *et al.* (2014) entre 2015 e 2025, é projetada uma aplicação de R\$ 69 bilhões com o FCO (preços constantes de 2014) apenas na região Centro-Oeste. Isso por si só, justificaria a necessidade de qualquer avaliação, em especial, a de eficiência, inédita sobre os Fundos Constitucionais.

Há uma relevante variabilidade na eficiência alocativa dos empréstimos, no que diz respeito à geração de emprego e incremento de salários. Assim, os resultados sugerem que há oportunidade para elevar o número de empregos e a produtividade da economia goiana

somente com o melhor aproveitamento dos recursos disponíveis. Uma das principais metas do fundo é elevar a renda da macrorregião, diminuindo sua disparidade em relação ao sul/sudeste do país. A pesquisa aponta diretrizes para os Fundos Constitucionais em relação à eficiência das linhas e portes de financiamentos. Os resultados deste estudo complementam, em certa medida, as análises de Resende, Cravo e Pires (2014) e Oliveira, Menezes e Resende (2015), que encontram impactos positivos do FCO Empresarial na geração de renda, mas não abordam a questão da eficiência. De acordo com a presente análise, as firmas de porte micro, além dos financiamentos de menor valor tiveram uma maior eficiência na geração de emprego. Logo, apesar de existir o impacto, priorizar os investimentos com esta perspectiva pode ser uma maneira mais eficiente de gerar empregos.

Alguns estudos abordam a questão da espacialidade e utilizam outros métodos para verificar os fatores que influenciam a eficiência (SCHAFFER *et al.*, 2010; SOUSA; SOUZA, 2014). Novas avaliações precisam ser realizadas, inclusive, comparando os casos dos três fundos. É preciso aprofundar a análise: setorialmente, pois neste caso é preciso incorporar o programa Rural; espacialmente, já que foi verificado que o fundo possui tendência à concentração (CRAVO *et al.*, 2014; MACEDO; MATTOS, 2008); e, as relações de encadeamento, de modo a entender o impacto do financiamento nas atividades externas à empresa beneficiada.

Uma limitação do estudo foi não abordar o nível de capital das empresas como insumo, o que levou a suposição de que as firmas tinham funções de produção similares, inclusive com a mesma razão capital trabalho. Portanto, trabalhos futuros podem usar dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE) para levar em conta este fator de produção.

Vale ressaltar que as ineficiências também podem ser causadas por fatores exógenos que estão fora do controle dos gestores públicos, tais como fatores políticos ou do próprio mercado. Sua inclusão diretamente no modelo não é simples, inclusive, por elevar o número de parâmetros, dificultando ainda mais as estimações. Por fim, ressalta-se que os Fundos Constitucionais são apenas um dos instrumentos da Política Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR). Sua capacidade de impulsionar o desenvolvimento regional é limitada pela atuação do setor produtivo. Além disso, exige complementaridade de outras ações mais amplas, como investimento em infraestrutura, por exemplo, para que possa gerar efeitos intra e inter-regionais, assim como de longo prazo.

7. Referências

- AFONSO, A.; FERNANDES, S. Local Government Spending Efficiency: DEA Evidence for the Lisbon Region. **Regional Studies**, 40, pp. 39-53, 2006.
- 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). **Texto para Discussão N. 1206**, IPEA, Brasília, 2006.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**. v. 30, n.9 p.1370-1382, 1984.
- BENEGAS, M.; SILVA, F. G. Estimação da Eficiência Técnica do SUS nos Estados Brasileiros na Presença de Insumos Não-Discricionários. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68 n. 2, pgs. 171–196, Abr-Jun, 2014.
- BOUERI, R.; ROCHA, F.; RODOPOULOS, F. **Avaliação da Qualidade do Gasto Público e Mensuração da Eficiência**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2015.
- CAZALS, C.; FLORENS, J. P.; SIMAR, L. Nonparametric Frontier Estimation: A Robust Approach. **Journal of Econometrics**, 106: 1–25, 2002.
- CHARNES, A; COOPER, W.W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- CRAVO, T. A.; RESENDE, G. M.; CARVALHO, A. Y. The Impact of Brazilian Regional Development Funds on Regional Economic Growth: A spatial panel approach. **54th ERSA Congress**, 26-29, Saint Petersburg, Russia, August, 2014.
- DEPRINS, D., SIMAR, L., TULKENS, H. Measuring labor inefficiency in post offices. In: Marchand, M., Pestieau, P., Tulkens, H. (Eds.), **The Performance of Public Enterprises: Concepts and Measurements**. Amsterdam, North-Holland, pp. 243–267, 1984.
- FARRELL, M. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, Vol. 120, N. 3, 1957.
- FERREIRA, M. A.; BRAGA, M. J. Eficiência das Sociedades Cooperativas e de Capital na Indústria de Laticínios. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61 n. 2, p. 231–244, Abr-Jul, 2007.
- FRIED, H.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. Efficiency and Productivity. In: FRIED, H.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. **The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth**. Oxford University Press, 2008.

GONÇALVES, F. O.; FRANÇA, M. T. Eficiência na Provisão de Educação Pública Municipal: Uma Análise em três Estágios dos Municípios Brasileiros. **Estudos Econômicos**, São Paulo, vol. 43, n.2, p. 271-299, abr.-jun., 2013.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Carta de Conjuntura**, nº 18, Março, 2013.

KARKAZIS, J. THANASSOULIS, E. Assessing the Effectiveness of Regional Development Policies in Northern Greece Using Data Envelopment Analysis. **Socio-Economic Planning Sciences**. Vol. 32, No. 2, pp. 123-137, 1998.

LIU, S.; LU, Y.; LU, W.; LIN, Y. A survey of DEA applications. *Omega*, The International Journal of **Management Science**, n. 41, pg. 893–902, 2013.

LIMA, F. S.; MARINHO, E. Segurança Pública no Brasil: Eficiência e Defasagem Tecnológica. In: **Anais do 42º Encontro Nacional de Economia (Anpec)**, Natal-RN, 2014.

MACEDO, F. C.; MATTOS, E. N. O papel dos fundos constitucionais de financiamento no desenvolvimento regional brasileiro. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 29, n. 2, pgs. 355-384, 2008.

MACMILLAN, W. The estimation and applications of multi-regional economic planning models using data environment analysis. **Papers of Regional Science Association**, Vol. 60, pgs. 41-57, 1986.

MARTIC, M.; SAVIC, G. An application of DEA for comparative analysis and ranking of regions in Serbia with regards to social-economic development. **Jornal of Operational Research**, vol. 132, pgs. 343-356, 2001.

MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL. **Política Nacional de Desenvolvimento Regional – PNDR**. Sumário executivo, 2007.

OLIVEIRA, G. R.; MENEZES, R. T.; RESENDE, G. M. Efeito dose resposta do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) no Estado de Goiás. **Texto para Discussão N. 2133**, IPEA, Brasília, 2015.

Rais – RELATÓRIO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS. Brasília: Ministério do Trabalho, 2004 a 2011.

RESENDE, G. M. 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, 2014a.

_____. Avaliação dos impactos econômicos do fundo constitucional de financiamento do Nordeste entre 2004 e 2010. **Texto para Discussão N. 1973**, IPEA, Brasília, 2014b.

RESENDE, G. M.; CRAVO, T.; PIRES, M. Avaliação dos impactos econômicos do Fundo Constitucional do Centro-Oeste (FCO) entre 2004 e 2010. **Texto para Discussão N. 1969**, IPEA, Brasília, 2014.

RESENDE, G. M.; NETO, A. M.; MAGALHÃES, J. C.; SOUSA, A. G. Monitoramento e avaliação dos instrumentos da política nacional de desenvolvimento regional: uma proposta de avaliação Continuada. In: **Brasil em desenvolvimento 2014: Estado, planejamento e políticas públicas**. Editores: MONASTERIO, L. M.; NERI, M. C.; SOARES, S. S. Brasília: IPEA, 2014.

ROMAN, M; VASILESCU, M. Romanian labour market efficiency analysis. **Mathematical Applications in Science and Mechanics**, pgs. 81-85, 2013.

RUGGIERO, J. On the measurement of technical efficiency in the public sector. **European Journal of Operational Research**, n. 90, pgs. 553–565, 1994.

SCHAFFER, A.; SIMAR, L.; RAULAND, J. Decomposing regional efficiency. University of the State of Baden-Wuerttemberg and National Laboratory of the Helmholtz Association, **Working Paper Series in Economics**, No. 10, October, 2010.

SIMAR, L.; WILSON, P. W. Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: Recent Developments and Perspectives. In: FRIED, H.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. **The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth**. Oxford University Press, 2008.

SILVA, A. M.; RESENDE, G. M.; SILVEIRA NETO, R. Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO. **Estudos econômicos**, v. 39, n. 1, p. 89-125, 2009.

SOUSA, M. C. S.; ARAÚJO, P. L.; TANNURI-PIANTO, M. E. Residual and Technical Tax Efficiency Scores for Brazilian Municipalities: a Two-Stage Approach. **Estudos Econômicos**, São Paulo, vol. 42, n.1, p. 43-74, jan.-mar., 2012.

SOUSA, M. C. S.; SOUZA, J. C. Escores robustos de eficiência e seus determinantes: o caso das agências do banco do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 1, abril, 2014.

SOUSA, M. C. S.; CRIBARI-NETO, F.; STOSIC, B. Explaining DEA Technical Efficiency Scores in an Outlier Corrected Environment: The Case of Public Services in Brazilian Municipalities. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, no 2, p. 287–313, November, 2005.

YEUNG, L. L.; AZEVEDO, P. F. Além dos “achismos” e das evidências anedóticas: medindo a eficiência dos tribunais brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 4, p. 643-663, 2012.

8. Anexo

Tabela 5: Resultados do segundo estágio – MQO (primeiro estágio: DEA - BCC)

	2004 - 2008			2008 – 2011		
	Variação Emprego	Variação Salário	V. Emprego e V. Salário	Variação Emprego	Variação Salário	V. Emprego e V. Salário
FCO	-0,000326***	-7,45e-05	-0,000403***	4,73e-06	-2,92e-05**	-8,00e-05
(ano base)	(-3,16)	(-1,58)	(-6,79)	(0,09)	(-2,58)	(-1,14)
Progcomser	-0,0359	0,0177	0,00198	-0,00531	0,0261***	0,0150
	(-0,56)	(0,31)	(0,03)	(-0,53)	(2,62)	(0,95)
Progtur	-0,0775	-0,0123	-0,0694	-0,0238	-0,00768	-0,0439
	(-1,25)	(-0,23)	(-1,00)	(-1,31)	(-0,55)	(-1,62)
Empquali	0,0165***	0,000993	0,00284	0,00521***	0,000220	0,00764***
	(5,66)	(0,23)	(0,25)	(2,88)	(0,47)	(2,87)
Micro	0,0614	0,0170	0,0306	0,0782**	0,0473*	0,0312
	(1,12)	(0,55)	(0,50)	(2,45)	(1,82)	(1,01)
Médio	-0,0510	-0,0763	0,0864	-0,0213**	-0,0432***	-0,0381***
	(-0,45)	(-1,65)	(0,85)	(-2,53)	(-4,69)	(-2,76)
Grande	0,292	-0,00184	0,803***	-0,108	-0,0394	0,0919
	(1,31)	(-0,02)	(3,91)	(-1,56)	(-1,58)	(0,57)
Constante	0,223***	0,123**	0,234***	0,105***	0,118***	0,144***
	(3,99)	(2,43)	(3,59)	(10,59)	(17,88)	(11,48)
R2	0,24	0,05	0,19	0,17	0,05	0,17
Obs.	85	92	71	514	571	409
Prob>F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Estatística entre parêntese. Erro padrão robusto à heterocedasticidade.

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Elaboração: autor.

4. ENSAIO 3 – AVALIAÇÃO DE IMPACTOS DO PROGRAMA DE QUALIFICAÇÃO PROFISSIONAL BOLSA FUTURO NO MERCADO DE TRABALHO

Resumo

O estudo verifica os impactos econômicos do programa de educação profissional do Governo do Estado de Goiás, Bolsa Futuro, por meio de métodos quase experimentais de avaliação de políticas públicas. Os resultados das estimações de diferenças em diferenças, *propensity score matching* e duplamente robustas sugerem que o programa Bolsa Futuro aumenta o percentual de emprego formal dos participantes. Por outro lado, há evidências de que a política não eleva a remuneração média dos seus egressos, apesar de os efeitos entre os cursos serem diferentes.

Palavras chave: avaliação de impacto, educação profissional; propensity score matching, diferenças em diferenças, estimador duplamente robusto.

Abstract

This study analyses the economic impacts of technical education program of Goiás Government, Bolsa Futuro, using quasi experimental methods of public policy evaluation field. The results of differences in differences estimations, propensity score matching e double robust estimators suggest that the program improves the perceptual of formal employment of its participants. In contrast, the evidence is that program do not raises the mean wages of egress, although the effects are different between courses.

Key-words: impact evaluation, technical education; propensity score matching, difference-in-differences, double robust estimator.

JEL: C52, I21.

1. Introdução

Ainda são escassos os estudos nacionais que avaliam programas de qualificação profissional. Entre estes se destacam as avaliações do Planfor (Plano Nacional de Qualificação do Trabalhador) realizadas por Fernandes, Menezes-Filho e Zylberstajn (2002), Silveira-Neto (2002), Severnini e Orellano (2010). Além disso, Neri (2010), Águas (2011) e Gontijo e Amaral (2015) avaliam o ensino profissional genericamente. Esta pesquisa analisa a oferta de educação profissional em Goiás, com foco no Programa Bolsa Futuro, um dos maiores programas estaduais de qualificação profissional do Brasil, em relação ao número de estudantes. Este estudo conta com um banco de dados obtido por meio do cruzamento dos

dados identificados dos participantes do programa com os dados da Rais/MTE - Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego. O estudo aplica métodos quase experimentais para verificar o impacto dos beneficiados no mercado de trabalho, mais especificamente, sobre a renda e empregabilidade.

A análise empírica realizada neste estudo indica na maior parte das estimativas, efeitos positivos e significativos do programa Bolsa Futuro sobre a empregabilidade. No entanto, há evidências de que o programa não afeta a remuneração média dos seus participantes. Neste estudo invocamos a hipótese de ignorabilidade forte do tratamento para identificar o efeito do tratamento. Assim, empregam-se os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), *propensity score matching* (PSM), diferenças em diferenças (dif-dif), que controla a heterogeneidade individual não observável e fixa no tempo, e a combinação deste método com uma amostra pareada, além do estimador que compara os grupos usando o inverso do *propensity score* na ponderação, que foi proposto por Hirano, Imbens e Ridder (2003).

Desde os anos 60 pesquisas analisam o papel dos programas de qualificação profissional como instrumento de combate à desigualdade e pobreza²⁵. LaLonde (1995) afirma que os efeitos dos programas de treinamento sobre as características produtivas dos participantes resultam em benefícios diretos como maiores salários e menor desemprego. Por outro lado, há benefícios externos indiretos como o aumento na arrecadação e menor dependência dos benefícios sociais. Estes efeitos variam de acordo com o grupo analisado, especialmente no que diz respeito ao gênero, faixa etária e curso.

Mais recentemente, Dehejia e Wahba (1999) usam o método *propensity score* para estimar o impacto do programa de treinamento profissional sobre os ganhos financeiros avaliado por LaLonde (1986). A depender de algumas hipóteses, o método oferece um diagnóstico razoável para grupos de comparação não experimentais, por meio do pareamento entre tratados e controles, o que foi testado e corroborado para os mesmos dados usados por LaLonde (1995).

No Brasil, a educação profissional se refere aos cursos de qualificação que abrangem o nível básico, técnico e tecnológico. Estes não se encaixam no conceito de educação formal, presente no ensino escolar institucionalizado, hierarquicamente estruturado e com objetivos

²⁵ Por exemplo, LaLonde (1986), Mroz (1987), Bergemann, Fitzenberger e Speckesser (2009) e Montagner e Muller (2015).

determinados. O ensino profissionalizante tem cunho social de emancipação de políticas assistenciais, sendo um mecanismo de inserção no mercado de trabalho, de maneira mais imediata e alinhado às necessidades dos negócios, além de permitir conciliar trabalho e estudo.

Neri (2010) destaca que a escassez de estudos empíricos acerca da avaliação de impactos da educação profissional pode ser em parte justificada pela relativa escassez de fonte primária de informação de qualidade. O resultado são políticas educacionais e mercado de trabalho relativamente desconectados e desinformados sobre os ganhos potenciais. De acordo com seu estudo, 12% da população em idade ativa das seis principais metrópoles em 2004 haviam concluído o ensino profissionalizante, saltando para 22% em 2010. Por meio do método de diferença em diferenças, ele encontra que os concluintes de cursos profissionalizantes estavam, em média, mais ocupados, formalizados e tinham maiores salários vis-à-vis às demais pessoas, com algumas variações dentro do período abordado e tipo de curso.

Cassiolato e Garcia (2014) afirmam que o crescimento da rede brasileira de ensino técnico-profissional não acompanhou a expansão econômica e a diversificação da estrutura produtiva do pós-guerra, especialmente quando se verifica o período recente. Contexto bastante favorável à aprovação do Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (Pronatec) e do programa Bolsa Futuro, que surgiram como solução para atender a demanda por qualificação profissional e expansão da rede no Brasil e em Goiás, respectivamente.

O artigo está dividido em seis seções, além desta introdução. A seção seguinte apresenta o programa Bolsa Futuro e sua inserção no contexto goiano. A seção três trata da revisão de literatura, em que consta a apresentação de resultados de avaliações encontrados por outros autores. A seção quatro descreve a amostra e discute a estratégia empírica utilizada na análise dos dados. A seção cinco apresenta e discute os resultados obtidos pelos métodos aplicados. E por fim, a seção seis traz as considerações finais do trabalho.

2. Educação Profissional em Goiás e o Programa Bolsa Futuro

De acordo com Barros (2011), o capital humano é um dos principais determinantes dos salários, sendo a diferença de escolaridade um dos fatores mais determinantes da desigualdade regional. Goiás possui divergências entre seus municípios, portanto, para minimizá-las é necessário entender a principal política de qualificação profissional do Estado. Segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em 2013 quase 60% da população goiana (com 10 anos ou mais) apresentava escolaridade inferior ao ensino médio completo. O Censo/IBGE de 2010 mostrava uma taxa de alfabetização geral de aproximadamente 90%, com os municípios variando entre 96% e 76%.

A Educação Profissional destina-se aos concluintes do Ensino Fundamental e Médio, além dos matriculados no último (realizando os cursos concomitantemente). Atualmente, Goiás possui mais de 1,2 milhões de pessoas com Ensino Médio completo, além de quase meio milhão de concluintes do Ensino Fundamental e alunos que cursam essas etapas de ensino, totalizando quase dois milhões de indivíduos aptos a se inscreverem no Ensino Profissional (PNAD/IBGE, 2013).

Considerando o salário mínimo em 2013 de R\$ 678,00, no rendimento mensal do trabalho principal, apontado pela PNAD, havia predominância da faixa de rendimentos de 1 a 2 salários mínimos. 65% dos trabalhadores com carteira assinada e 78% sem carteira assinada recebiam até dois salários. A pesquisa ainda mostra que aproximadamente 25% dos goianos ocupados maiores que 15 anos eram informais e 6% estavam desempregados. Assim, programas de Educação Profissional podem servir como uma forma de aumentar as chances de se conseguir um emprego formal e proporcionar a obtenção de direitos inexistentes na informalidade.

As iniciativas de oferta da Educação Profissional no Estado de Goiás partiram dos mais diversos agentes, ligados tanto à esfera pública quanto à privada. A Rede Estadual de Educação Profissional ganhou fôlego com o Programa de Expansão da Educação Profissional (Proep), elaborado pelo Ministério da Educação nos anos 90 e desenvolvido pelas Secretarias estaduais. Este separou o ensino médio do profissional em duas redes e deu bases à atual conformação da Rede de Educação Profissional do Estado.

Entre as principais instituições ofertantes do Estado, destaca-se o Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Goiás (IFG), antiga Escola Técnica Federal de Goiás (CEFET-GO), além das Escolas Agrotécnicas Federais, presentes no interior do Estado, atualmente, Instituto Federal Goiano. Pela iniciativa privada, o “Sistema S” é o principal ofertante em Goiás. Suas instituições estão vinculadas às confederações patronais e dedicam-se à formação de trabalhadores para os setores específicos aos quais estão ligados.

A demanda crescente do mercado de trabalho e o crescimento recente da economia goiana acima da média nacional²⁶ refletiram no aumento do número de matrículas no Ensino Profissional. De acordo com o Censo Escolar (INEP - Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira), Goiás possuía aproximadamente 13 mil matrículas em 2008, saltando para quase 24 mil em 2014, com o maior número do Centro-Oeste – um terço do total da região. Em 2013, Goiás tinha 1.119 funções docentes ligadas à Educação Profissional, totalizando aproximadamente 18 alunos por função docente. Entre as áreas com maior concentração de funções estavam Saúde e Bem Estar Social; Educação; e Engenharia, Produção e Construção, respectivamente. Esses dados se referem aos cursos técnicos, com carga horária superior a 800 horas e, portanto, não entram nas estatísticas do Bolsa Futuro.

A oferta de Ensino Técnico e Profissional foi complementada pelo maior programa de educação profissional do Brasil, o Pronatec, criado pelo Governo Federal em 2011, e pelo programa estadual Bolsa Futuro. A oferta do Pronatec no Estado de Goiás é feita pelos IF’s, rede privada, Sistema S e Governo do Estado de Goiás, por meio das Escolas Técnicas e Tecnológicas da Rede Estadual de Educação Profissional.

O programa Bolsa Futuro foi criado pela Lei Estadual nº 17.406/2011 e regulamentado pelo Decreto nº 7.470/2012, com o objetivo de amenizar os problemas ligados à falta de capacitação da mão de obra em Goiás. É coordenado e monitorado pela antiga Secretaria de Estado de Ciência e Tecnologia (SECTEC), atualmente, Secretaria de Estado de Desenvolvimento Econômico, Científico e Tecnológico e de Agricultura, Pecuária e Irrigação (SED). Seu principal objetivo é a expandir a oferta de cursos de educação profissional de formação inicial e continuada; ampliar a estrutura da rede de educação técnica no Estado; integrar e expandir a estrutura dos diferentes níveis de ensino; e, ampliar as oportunidades educacionais dos trabalhadores por meio da melhoria da formação e qualificação profissional.

²⁶ O Produto Interno Bruto goiano cresceu entre 2003 e 2013 a uma taxa média anual de 4,7%, superior à registrada para a economia brasileira, de 3,5%.

A primeira etapa do programa Bolsa Futuro foi direcionada aos beneficiários de programas sociais (Programa Renda Cidadã e Bolsa Família) e às famílias de baixa renda. Esse vínculo direto mostra que o programa estava em linha com as estratégias de redução da pobreza. A focalização na população mais vulnerável, especialmente nos grupos com menores salários e inserção no mercado de trabalho, aliada ao bom momento econômico, podem ter aumentado o efeito potencial da política, assim como aconteceu com o Pronatec, programa integrado à estratégia de inclusão produtiva urbana que facilitou o acesso à informação sobre vagas de trabalho e à intermediação de mão de obra (MONTAGNER; MULLER, 2015).

O aluno deveria ter acima de dezesseis anos e escolaridade igual a cinco ou mais anos. Apesar da estratégia apresentada, o programa consistia em cursos de qualificação profissional em caráter virtual, isto é, de Ensino à Distância (EaD), com carga horária recomendada entre 164 e 264 horas. Durante a vigência do curso, alguns alunos de baixa renda receberam mensalmente um incentivo financeiro de R\$ 75,00, com o limite de sete parcelas, além da gratuidade do curso²⁷. Entretanto, a segunda etapa, iniciada no ano de 2013, permitiu acesso à comunidade em geral, sendo ou não beneficiária dos programas Renda Cidadã e Bolsa Família. Logo, houve uma mudança na regra de seleção (critério de elegibilidade). Portanto, qualquer pessoa que cumprisse o requisito básico poderia se inscrever no *site* do programa e iniciar o curso, dado que não havia limite de vagas.

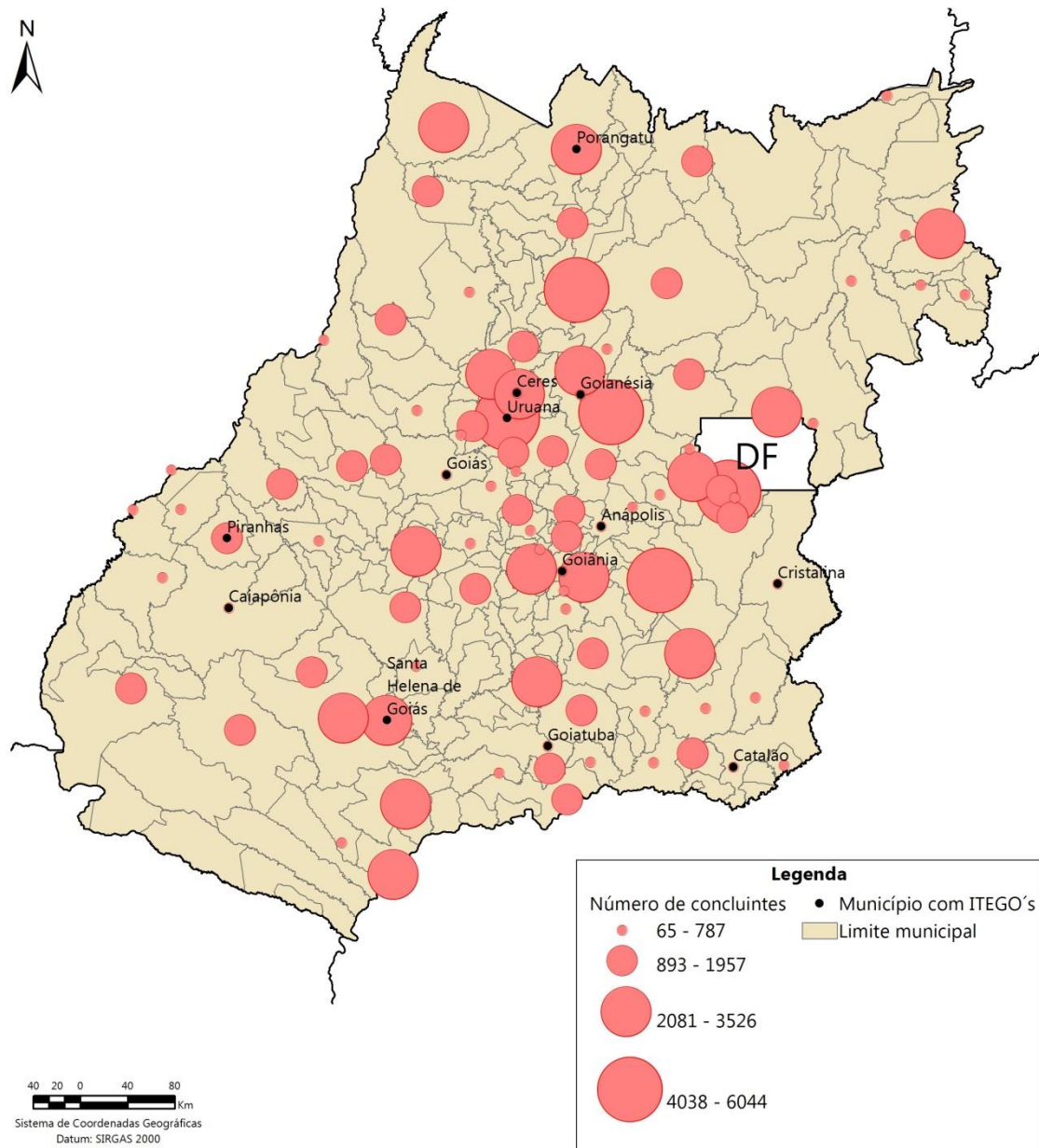
Na primeira etapa os alunos tinham de fazer obrigatoriamente o núcleo comum e um núcleo específico, de sua livre escolha. O núcleo comum proporcionava um nivelamento dos conhecimentos de português e matemática e dava uma orientação geral sobre comunicação, postura profissional e responsabilidade socioambiental. Já o núcleo específico era direcionado para qualificar pessoas para várias ocupações no mercado de trabalho de diferentes áreas: comércio, agropecuária, funções de apoio, indústria e infraestrutura (ver cursos adiante).

A segunda etapa do programa foi regulamentada pelo Decreto nº 7.959/2013 e reuniu todos os programas de qualificação profissional do Governo do Estado. Nesta etapa, eram obrigatórias 2 horas de aulas presenciais por semana, sendo dois cursos do núcleo comum e um do núcleo específico. Ao total, 13 escolas certificadoras, representada pelos Institutos Tecnológicos de Goiás (Itego), e quase 100 Colégios Tecnológicos (Cotec) estavam

²⁷ Para manter a continuidade do recebimento desse incentivo, deveria ter frequência mensal, mínima, de 75%. Aos que obtiveram no curso, média final igual ou superior a 8,0, existia uma bonificação equivalente a um mês do incentivo financeiro, havendo um incentivo para o aluno se dedicar aos estudos.

espalhados por todo o Estado e faziam parte da rede pública de Educação Profissional do Estado de Goiás, representada na figura abaixo. A rede oferecia os cursos e contribuía com o acesso a computadores, especialmente para os alunos que não tinham o equipamento disponível.

Figura 1: Rede Pública Estadual: cursos concluídos entre 2013 a 2015.



Fonte: Núcleo Bolsa Futuro (SED). Elaboração: IMB.

A tabela a seguir mostra que a maior parte dos alunos matriculados no programa em 2014 é composta por pardos e brancos e mulheres, que, em média, são mais escolarizadas que

os homens²⁸. Estes tinham uma idade média de 30 anos e estavam predominantemente no setor de serviços. Quase 70% estavam empregados com uma renda média em dezembro de R\$ 829. Esta renda estava abaixo da renda média estadual, em torno de R\$ 1340, o que mostra que o programa foi bem focalizado. A seção 4 apresenta um maior detalhamento dos grupos de tratamento e controle.

Tabela 1: Estatística descritiva dos alunos matriculados em 2014

Variável	Obs	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Tratamento	18.171	0,9210	0,2698	0	1
Emprego	18.171	0,6918	0,4618	0	1
Renda em dezembro	18.171	829,94	888,40	0,00	19.695,78
Número de cursos	18.171	2,0160	1,3722	1	11
Negro	18.171	0,0313	0,1740	0	1
Homem	18.171	0,3735	0,4837	0	1
Idade	18.171	30,905	10,3119	15	71
Ens. Fundamental Completo	18.171	0,3201	0,4665	0	1
Ens. Médio	18.171	0,5876	0,4923	0	1
Ens. Superior	18.171	0,0919	0,2889	0	1
Pós-graduação	18.171	0,0004	0,0196	0	1
Agricultura	18.171	0,0392	0,1940	0	1
Indústria	18.171	0,2415	0,4280	0	1
Serviços	18.171	0,7193	0,4494	0	1

Fonte: autor / Núcleo Bolsa Futuro (SED).

Elaboração: autor.

Apesar de o programa Bolsa Futuro exigir que os alunos possuíssem pelo menos o Ensino Fundamental, algumas observações apresentaram menor nível educacional, portanto, essas foram excluídas da amostra²⁹. Desse modo, percebe-se que houve um predomínio dos alunos com Ensino Médio, com 58% dos casos em 2014. E 32% dos alunos tinham apenas o Ensino Fundamental completo, sendo essa uma das razões para o baixo salário médio encontrado.

A respeito da oferta de cursos, apesar desta ter sido igual para todo o Estado de Goiás, devido ao caráter virtual ou EaD, a demanda variou de região a região. Todos os cursos

²⁸ As mulheres cadastradas no programa tinham em média 11,9 anos de escolaridade, enquanto os homens 11,6 anos.

²⁹ Os indivíduos com salários maiores que R\$ 20.000,00 (*outliers*) também foram excluídos da amostra.

tiveram um alto percentual de conclusão, com destaque para informática, que era pré-requisito para os demais cursos, e conseqüentemente, teve maior número de alunos e percentual de conclusão.

Tabela 2: Número de matrículas por curso e percentual de conclusão até 2014

Curso	Matrículas	Conclusão	% Conclusão
Eletricista/Encanador	2.899	2.441	84,2%
Cuidador de Idosos e Crianças	2.735	2.399	87,7%
Destilador de Álcool	2.008	1.775	88,4%
Informática para o Trabalho	21.909	21.444	97,9%
Operador de Caldeiras	1.383	1.191	86,1%
Porteiro e Zelador	1.483	1.301	87,7%
Recepção de Hotel e Atendente de Bar	2.133	1.860	87,2%
Reprodução Animal e Produtividade do Gado	1.288	1.110	86,2%
Secretariado e Rotinas Administrativas	7.117	5.770	81,1%
Técnicas Agrícolas	2.786	2.415	86,7%
Técnicas de Vendas	4.420	3.624	82,0%
Total	50.161	45.330	90,4%

Fonte: autor / Núcleo Bolsa Futuro (SED)

Elaboração: autor.

3. Revisão de Literatura

A literatura sobre os efeitos da educação na renda, na desigualdade social e a avaliação de programas educacionais é ampla. Kroth e Dias (2012) classificam a literatura de capital humano em duas áreas: a microeconômica, que visa mensurar os retornos financeiros do indivíduo com investimentos em educação, sendo Mincer (1974) um dos precursores; e a macroeconômica, que busca compreender como o capital humano contribui para gerar crescimento econômico. A literatura de avaliação e, conseqüentemente, este estudo têm enfoque microeconômico.

A evidência empírica revela que a diferença educacional nas décadas passadas contribuiu fortemente para a desigualdade de renda. Ashenfelter (1978) faz uma estimação dos efeitos na remuneração de indivíduos que cursaram ensino profissional nos EUA encontrando impactos positivos das capacitações, apesar de queda nos rendimentos no ano do treinamento, denominado de *Ashenfelter's dip*.

Na área internacional o estudo de Card e Sullivan (1988) ressalta que os impactos precisos desses programas são controversos, especialmente na ausência de aleatorização dos grupos de tratamento e controle. Os autores sugerem uma comparação das variáveis de resultados dos grupos antes e após o treinamento, de modo a dar robustez às análises realizadas. Contudo, Dehejia e Wahba (1999) usam os mesmos dados de LaLonde (1986) e mostram que o método de *propensity score* gera estimativas similares aos métodos experimentais, especialmente se verificada a premissa de seleção em observáveis.

Bergemann, Fitzenberger e Speckesser (2009) estimam o efeito na empregabilidade da participação do programa público de treinamento da Alemanha Oriental. Eles usam informações individuais de meados da década de 90 e levam em consideração o *Ashenfelter's dip* causado pelos efeitos de antecipação. Os autores seguem a metodologia de Heckman, Ichimura e Todd (1998) e Heckman e Smith (1999) para encontrar o estimador de diferenças em diferenças condicional no *propensity score*, o qual sugere efeitos positivos na probabilidade de se empregar.

Já Kluve *et al.* (2012) usam dados administrativos do início dos anos 2000 da Agência Federal Alemã de Empregos para avaliar a heterogeneidade do efeito de tratamento em função da duração do treinamento. Eles estimam a função dose-resposta, proposta por Hirano e Imbens (2004) e concluem que uma exposição ao tratamento entre 100 e 150 dias aumenta o retorno em termos de empregabilidade dois anos após a entrada no programa.

Alguns estudos publicados no Brasil avaliaram a educação profissional. A falta de informações (ou a confidencialidade) a respeito dos participantes dificulta as análises. Algumas avaliações foram feitas sobre o Planfor, o Pronatec, e outras usaram pesquisas amostrais para verificar o efeito da educação profissional genericamente. O Planfor foi desenvolvido pela Secretaria de Formação Profissional do MTE e a partir de uma série de atividades educacionais, principalmente, cursos de qualificação, foi o mais abrangente e importante programa público de treinamento de trabalhadores do país entre sua implantação, em 1995, e o surgimento do Plano Nacional de Qualificação (PNQ), elaborado no governo Lula.

Silveira Neto (2002) analisa os efeitos do programa de qualificação profissional Planfor sobre a renda e o emprego no Estado de Pernambuco. Em linhas gerais, o estudo não encontrou efeitos do programa na amostra total e de ocupados. Por outro lado, verificou

impactos positivos sobre os indivíduos não ocupados no ano base, para a renda e empregabilidade. Fernandes, Menezes-Filho e Zylberstajn (2002) avaliaram o Planfor por meio do estimador utilizado de *propensity score*, entretanto, não encontraram impactos efetivos sobre seus participantes.

Hermeto e Rios-Neto (2007) também levantam os impactos do Planfor na probabilidade de o indivíduo permanecer desempregado. Eles fizeram uma avaliação experimental por meio do método de análise de sobrevivência, encontrando uma curva de sobrevivência do grupo de controle diferente da curva do grupo de tratamento, o que sugere um período maior no desemprego dos não capacitados.

Outra avaliação sobre o Planfor é feita por Severnini e Orellano (2010). De acordo com os autores, os cursos técnicos reduziram a probabilidade de desemprego com impacto positivo sobre os rendimentos, sendo o efeito maior no caso em que o curso foi feito dentro da própria empresa. Os autores usaram os microdados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV/IBGE) de 1996 em uma aplicação do modelo de multinomial logístico, atribuindo a diferença de renda ao viés de seleção causado pela maior habilidade dos trabalhadores selecionados ou outras características não observáveis.

Vasconcelos *et al.* (2010) avaliam o impacto de cursar o ensino médio profissional por meio de indicadores de empregabilidade e salários recebidos pelos egressos desta etapa. Eles analisaram os dados da PNAD 2007, que tinha, além dos dados convencionais, uma seção específica para os alunos que cursaram o ensino médio profissional. Os autores utilizaram o método de variáveis instrumentais e regressão quantílica para mostrar que o programa teve efeito positivo nos salários, quando comparados aos alunos do ensino médio comum.

O estudo de Águas (2011) utiliza a equação de Mincer (1974) com o método de Heckman (1979), para corrigir o viés de seletividade amostral sobre a educação profissional. Eles ressaltam que os resultados expostos devem ser interpretados com cautela, dado que provavelmente não houve uma seleção aleatória dos indivíduos que fizeram os cursos profissionalizantes. A análise indica que a educação profissional é um fator explicativo dos rendimentos, onde os impactos foram positivos e significativos para os homens e nulo para as mulheres. Ademais, o aproveitamento desse curso no mercado de trabalho é maior caso o indivíduo trabalhe na sua área de especialização.

Petterini (2011) avalia os impactos do Plano Setorial de Qualificação, programa de ensino profissional realizado em 2009 em Fortaleza (Ceará). Por meio do *propensity score matching* ele encontra efeito positivo do programa na empregabilidade dos beneficiados, em relação ao grupo de controle.

Gontijo e Amaral (2015) verificam a contribuição do ensino profissionalizante na empregabilidade e no rendimento dos indivíduos que cursaram a qualificação profissional, comparativamente aos indivíduos que nunca cursaram este tipo de ensino. Eles utilizaram dados de 2009 e 2011 da Pesquisa por Amostra de Domicílios (PAD-MG) e encontraram efeito positivo do ensino profissionalizante para ambas variáveis acima.

Por fim, Barbosa Filho, Porto e Liberato (2015) avaliam o Pronatec por meio de regressões não paramétricas do tipo árvore de classificação e regressão. Eles verificam como se deu a reinserção profissional de trabalhadores qualificados entre 2011 e 2013. No geral, eles não encontram efeitos positivos do programa sobre a empregabilidade e nem sobre a remuneração. Apesar deste resultado, percebeu-se que os trabalhadores que pelo menos se pré-matricularam nos cursos seriam mais engajados em procurar uma qualificação ou uma recolocação no mercado de trabalho do que aqueles que não a efetuaram e, portanto, tiveram um maior percentual de reinserção no mercado formal (efeito seleção).

4. Base de Dados e Estratégia Empírica

A base de dados utilizada neste estudo reúne informações de cadastro do Programa Bolsa Futuro, as quais continham as matrículas por Cadastro de Pessoa Física (CPF), curso, data de matrícula e conclusão, e localização da participação no polo da rede de educação. As informações referentes ao mercado de trabalho formal, como situação empregatícia, renda, setor econômico e outras informações (raça, gênero, idade e escolaridade), se encontram na Rais, que reúne informações de todas as plantas instaladas no Estado e vincula os empregadores e empregados. Os dados de cadastro são cruzados com a Rais por meio do CPF.

A primeira etapa do programa foi o piloto e teve um desenho diferente da segunda, o que diferenciou a intervenção sobre os grupos, portanto não foi analisada. Ademais, na primeira etapa o tratamento esteve ligado à participação em programas sociais e,

consequentemente, à renda, revelando simultaneidade com as variáveis dependentes. Até o ano de 2014, a segunda etapa teve aproximadamente 53 mil alunos matriculados em 114 mil cursos, portanto, uma média de quase dois cursos concluídos por pessoa. Entretanto, apenas 18 mil foram encontrados na Rais, o que significa que os demais não estavam formalmente empregados em 31 de dezembro de 2014.

Na maior parte dos modelos econométricos ligados à área educacional, existe viés de seletividade amostral, como é o caso do viés de variável omitida referente à motivação do indivíduo ou sua habilidade inata. Assim, tanto o modelo de regressão de mínimos quadrados aplicados na equação de Mincer (1974), quanto o de probabilidade de empregabilidade, não levariam ao real impacto do programa. Uma das formas de amenizar esse viés é por meio da comparação com o contrafactual.

O maior desafio de uma avaliação de impactos é a construção de um resultado contrafactual, isto é, o que teria acontecido com os participantes na ausência do tratamento. Como esse resultado nunca é observado, ele é estimado por meio de técnicas estatísticas. Para isso, é necessário que se tenha o grupo de tratamento e o de controle. O grupo de tratamento é formado pelas pessoas que participam do programa. Já o grupo de controle é formado por pessoas não participantes do programa. Apesar de a participação no programa Bolsa Futuro ser livre, os alunos não foram selecionados aleatoriamente – se assim fosse, uma comparação de médias forneceria o impacto da capacitação. Logo, busca-se amenizar o viés de autosseleção, uma vez que os inscritos são naturalmente diferentes do resto da população, assim como os concluintes são diferentes dos que abandonaram o curso. Dada a dificuldade de formar grupos contrafactuais, uma das formas de corrigir essa questão, além do próprio modelo de estimação com uso do pareamento, é por meio da comparação do grupo de controle e tratamento apenas entre indivíduos que se inscreveram no programa. Portanto, em ambos os grupos foram selecionadas apenas as pessoas interessadas em fazer o curso, pois as características das pessoas que optaram por se inscrever no programa são diferentes daquelas que não se inscreveram.

É necessário encontrar a estratégia de estimação que corrige o viés de autosseleção. Tomando $Y(.)$ como o resultado potencial para do indivíduo, sendo (1) a situação de tratamento no resultado e (0) a situação para esse mesmo indivíduo na situação contrafactual de não ter passado pela intervenção. A expressão $E[Y(1) - Y(0)]$ representaria o Efeito Médio

do Tratamento (ATE). Entretanto, não necessariamente o grupo de controle funciona como um bom contrafactual, de modo que este problema deve ser contornado. Basicamente deve-se realizar a soma e subtração do contrafactual, $E[Y(0)|D=1]$ ³⁰, na equação de diferenças de médias observadas $E[Y(1)|D=1] - E[Y(0)|D=0]$. Rearranjando, tem-se o efeito do tratamento sobre os tratados mais um viés de seleção, representados na equação abaixo, que se refere ao impacto médio do programa.

$$E[Y(1) - Y(0)|D=1] + E[Y(0)|D=1] - E[Y(0)|D=0] \quad (1)$$

Condicionando em X , para dar conta dos efeitos observáveis que determinam a autosseleção, chega-se ao Efeito Médio sobre os Tratados (ATT), que é o primeiro termo da equação acima. Os dois termos subsequentes representam o viés de seleção. O pareamento busca tornar o grupo de tratamento semelhante ao de controle com base no conjunto de características observáveis, X . A alternativa proposta por Rosenbaum e Rubin (1983) contorna o problema da dimensionalidade por meio do uso do propensity score $p(x_i)$, que dá ao indivíduo i a probabilidade de receber o tratamento baseado nas suas características X_i , o que permite os tratados e controle com semelhantes *propensity score* serem comparados.

Neste caso, o grupo de tratamento é formado por 60 mil pessoas que se matricularam e concluíram o curso em 2014. E o grupo de controle é constituído por sete mil pessoas matriculadas no programa em 2014 que não haviam iniciado ou estavam com o curso em andamento até meados de 2015, ou seja, que não concluíram o curso, mas que voluntariamente optaram por participar do programa em 2014. Vinte e cinco mil alunos matriculados em 2013 foram excluídos da análise, pois se buscou verificar o efeito do programa em um ano, além disso, a participação antecipada poderia influenciar nos resultados já que o efeito no ano de base seria incluído.

A tabela 3 apresenta as características dos grupos de tratamento e controle, antes e após o pareamento. A composição dos grupos que era similar antes do pareamento se torna ainda mais semelhante após o *matching*. A metodologia *propensity score matching*³¹, que visa reduzir o viés de seleção na comparação entre grupos relativamente semelhantes, tornou esses percentuais estatisticamente iguais, com significância a 1%. A exceção é o número de

³⁰ $E[Y(0)|T=1]$ e $E[Y(1)|T=0]$ representam as médias contrafactuais, a primeira correspondendo à média para o tratado caso ele não tivesse sido tratado e a segunda a média para os não tratados caso eles tivessem sido tratados.

³¹ Assume as premissas de seleção em observáveis e suporte comum.

cursos, que o grupo de tratamento teve um número superior ao grupo de controle. O fato de essa diferença ter sido insignificante é fundamental para fazer com que o ATT seja representativo do próprio tratamento, do contrário se limitaria a uma comparação de amostras entre grupos equiparáveis.

Tabela 3: Composição dos grupos de tratamento e controle, antes e após pareamento para o *propensity score matching*

Variável	Não pareado (N) Pareado (P)	Média		Teste T	
		Tratado	Controle	t	p> t
Emprego	N	0,699	0,684	1,09	0,276
	P	0,817	0,822	-0,99	0,322
Lnrenda	N	4,933	4,824	1,19	0,234
	P	5,688	5,663	0,74	0,461
Numcursos	N	2,072	1,529	13,52	0
	P	2,082	1,692	26,48	0
Homem	N	0,370	0,369	0,05	0,963
	P	0,384	0,370	2,19	0,029
Negro	N	0,033	0,046	-2,52	0,012
	P	0,033	0,028	2,41	0,016
Indústria	N	0,249	0,233	1,23	0,219
	P	0,241	0,236	0,89	0,372
Serviços	N	0,706	0,722	-1,24	0,216
	P	0,718	0,719	-0,2	0,841
Idade	N	31,022	30,660	1,22	0,222
	P	31,315	31,021	2,22	0,026
Ensfudc	N	0,357	0,334	1,64	0,102
	P	0,342	0,351	-1,56	0,119
Ensméd	N	0,572	0,575	-0,19	0,851
	P	0,581	0,579	0,22	0,829
Enssup	N	0,070	0,089	-2,53	0,011
	P	0,077	0,069	2,4	0,016
Posgrad	N	0,000	0,002	-1,59	0,113
	P	0,000	0,000	0,7	0,481

Fonte: autor / Núcleo Bolsa Futuro (SED)

Elaboração: autor.

A hipótese do estudo é que a qualificação profissional afeta a empregabilidade (*Emp*) e a remuneração (*W*) do beneficiário, isto é, o programa gera um efeito médio sobre os tratados – ATT. Os modelos econométricos verificados são os seguintes:

$$\text{Ln}(W_i) = \beta X_i + \delta D_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{Emp}_i = \beta X_i + \delta D_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Y_{it} = X_{it}\alpha + \delta D_{it} + \rho T_{it} + \sigma(D_{it} \cdot T_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

O vetor X representa as características observadas (covariadas ou variáveis de controle) do indivíduo, denotado pelo subscrito i . O subscrito t , foi acrescentado na notação para denotar o período de tempo que o indivíduo i se encontra, usado especialmente na estimação de diferenças em diferenças (dif-dif). A variável T assume valor um no período pós-programa e zero, caso contrário. D é a variável binária que indica se o indivíduo i foi, de fato, tratado, assumindo o valor um, e valor nulo se não tratado. O termo de erro é denotado por ε . Por fim, o termo $\sigma(D_{it} \cdot T_{it})$ representa o efeito causal do programa, condicional nas covariadas.

As variáveis dependentes são Emp , a qual se refere à empregabilidade, e $\text{Ln}(W)$, referente ao logaritmo da remuneração real (R\$). As independentes foram as covariadas (X), além das indicadoras de período (T) e tratamento (D).

Tabela 4: Variáveis dependentes e de controle

Variável	Descrição
Emp	Indicador (<i>dummy</i>) de vínculo ativo em 31/12 .
Remuneração	Remuneração do trabalhador em dezembro (preços de 2014 ³²).
Tratamento	Um, se concluiu o curso do Bolsa Futuro e zero, caso contrário.
Idade ³³	Idade do indivíduo, em anos.
Escolaridade	<i>Dummy</i> por etapa de ensino: Ens. Fundamental Completo (base), Ens. Médio, Ens. Superior e Pós-graduação ³⁴ .
Gênero	Um, caso masculino e zero, caso contrário.
Cor	Um, se negro e zero, caso contrário.
Sector	<i>Dummy</i> por setor: Agricultura, Indústria e Serviços, de acordo Classe de Atividade Econômica, segundo classificação CNAE versão 2.0.

Fonte: autor / Núcleo Bolsa Futuro (SED)

Elaboração: autor.

³² Atualizado pelo Índice de Preços ao Consumidor Ampliado – IPCA/IBGE.

³³ A idade na equação de Mincer é uma *proxy* da experiência.

³⁴ De acordo com os critérios de seleção, os modelos com variáveis de educação categorizadas se ajustaram melhor que os modelos com a variável contínua “anos de escolaridade”.

A equação (2) se refere à equação minceriana, que estima o logaritmo dos salários com dados individuais. A diferença é a inserção do termo referente ao efeito do programa Bolsa Futuro, que busca medir o seu impacto por meio do coeficiente δ . A equação (3) se refere ao modelo linear probabilístico, que busca levantar o efeito do programa na empregabilidade, variável indicadora.

Outra estimação é realizada por meio do método de diferenças em diferenças, que compara os salários antes (2013) e após (2014) o programa para os diferentes grupos. Considera-se que o método de diferenças em diferenças é um dos mais adequados para a presente análise, pois considera a heterogeneidade individual, minimizando o viés de seleção, causado especialmente por fatores como a motivação e outras habilidades dos indivíduos que são difíceis de observar e são fixas no tempo.

O método de dif-dif pode ser estimado por meio da aplicação da equação (4), o que equivale a um MQO empilhado com uma *dummy* de iteração entre período e tratamento. Ou ainda pela estimação *within* de efeitos fixos entre dois períodos³⁵, sendo que neste caso o termo de erro inclui também a heterogeneidade não observável fixa no tempo do indivíduo i . A apresentação formal do dif-dif e sua aplicação é feita por Card e Krueger (1994). E a estimação por meio do PSM com pareamento por kernel, é a mesma de Rosenbaum e Rubin (1983) ou Dehejia e Wahba (1999), o qual faz uma descrição mais cuidadosa do PSM e pressupostos do modelo.

Dada a hipótese de seleção em observáveis, o PSM remove o viés de autoseleção. Entretanto, características não observáveis têm relevância na explicação das variáveis dependentes, conforme demonstra Heckman, Stixrud e Urzua (2006). Portanto, este efeito deve ser considerado nas estimações dessa pesquisa. As estimações anteriores lidam com diferentes problemas, mas não simultaneamente. Neste sentido, o método de diferenças em diferenças com *matching* trata do viés de seleção nas observáveis e não observáveis fixas no tempo simultaneamente, relaxando a hipótese de seleção em observáveis. Heckman, Ichimura e Todd (1998) salientam a simplicidade da estimação do efeito do tratamento em dois estágios, sendo o primeiro referente à decisão de participação e o segundo ao resultado (ATT), o cálculo da diferença por meio da média ponderada pelo *propensity score*. Assim, o

³⁵ A heterogeneidade não observada é correlacionada com variáveis de controle e, portanto, efeito o aleatório não faz sentido.

estimador generalizado de diferenças em diferenças considera a estrutura longitudinal dos dados, de modo a eliminar os efeitos não observáveis constante no tempo.

O ajuste pelas diferenças leva a uma perda de eficiência, como mostrado por Heckman, Ichimura e Todd (1997, 1998). Assim, o estudo de Hirano, Imbens e Ridder (2003) propõe um estimador que faz a ponderação pelo inverso da estimativa do *propensity score*, ao invés do estimador padrão, levando a uma estimativa eficiente do efeito médio do tratamento. Eles ainda demonstram normalidade e eficiência assintótica no seu estimador de reponderação. Este estimador foi implementado no *software* Stata, que é usado nas demais estimações do estudo.

Firpo e Pinto (2013) apresentam outros estimadores, que incluem o método de imputação, de reponderação ou a combinação de ambos. A reponderação, usada neste estudo, utiliza o *propensity score* numa reponderação das unidades como meio de equilibrar a distribuição das covariadas entre os grupos da amostra. Neste caso, é usado o estimador que pondera pelo inverso da estimativa do *propensity score*, *inverse probability weights* (IPW)³⁶, o qual tem a seguinte forma.

$$\beta_{rep} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T_i Y_i}{\hat{p}(X_i)} - \frac{(1 - T_i) Y_i}{1 - \hat{p}(X_i)} \quad (5)$$

onde $\hat{p}(\cdot)$ é uma estimativa do *propensity score*, proposta por Hirano, Imbens e Ridder (2003).

5. Resultados

Embora os resultados para os estimadores MQO e de efeitos fixos (FE) sejam reportados, a ênfase está nos métodos PSM, dif-dif com *matching* e estimador duplamente robusto. Logo, a maioria das estratégias de estimação se baseiam no *propensity score* seja como método, ou como peso no IPW. Os diferentes estimadores demonstram a robustez dos resultados, além de permitir comparabilidade.

A tabela 5 apresenta os coeficientes do painel com efeitos fixos, que indicam que o programa tem um efeito estatisticamente significativo e positivo, de 3,6%, sobre a empregabilidade. Por outro lado, o efeito é nulo sobre a renda. Estes efeitos são corroborados

³⁶ As observações devem estar sobre o suporte comum.

pelos demais estimadores, expostos a seguir. As estimativas por MQO e FE são diferentes por considerar variáveis de controle que variam no tempo, além de o estimador de FE levar em conta a heterogeneidade individual (fixa no tempo).

Tabela 5: Resultados das regressões por estimador e variável dependente

Variável	Emprego			Lnrendadezr		
	FE (sem controle)	MQO	FE (com controle)	FE (sem controle)	MQO	FE (com controle)
Ano2014	0,0617*** -5,67	-0,0304* (-1,73)	-0,136*** (-7,03)	0,789*** -10,7	0,0425 -0,36	-0,635*** (-4,96)
Ano2014xtrat	0,0330*** -2,91	0,0253 -1,38	0,0365* -1,94	0,088 -1,14	0,0539 -0,44	0,139 -1,12
Trat		0,0127 -0,95			0,0856 -0,96	
Numcursos		0,0012 -0,66			0,0606*** -5,02	
Homem		0,0333*** -6,24	-0,0349 (-0,86)		0,386*** -10,88	-0,165 (-0,61)
Negro		0,000375 -0,03	-0,0096 (-0,29)		0,0215 -0,23	0,115 -0,53
Indústria		0,0725*** -5,57	-0,00482 (-0,14)		0,248*** -2,86	0,00704 -0,03
Serviços		0,126*** -10,11	0,0573* -1,67		0,533*** -6,42	0,254 -1,13
Idade		0,00624*** -25,18	-0,00876 (-1,21)		0,0436*** -26,46	-0,0797* (-1,66)
EnsMed		0,0380*** -7,1	0,0608*** -4,15		0,325*** -9,12	0,363*** -3,76
EnsSup		-0,00959 (-0,98)	0,0117 -0,39		1,027*** -15,73	0,696*** -3,57
Posgrad		0,042 -0,37	-0,173 (-0,73)		0,263 -0,35	-1,204 (-0,77)
Constante	0,231*** -210	0,350*** -17,89	0,958*** -4,29	1,617*** -217,37	2,531*** -19,46	7,329*** -4,97
R2	0,0191	0,0262	0,0383	0,0363	0,0382	0,0241
Obs.	95405	34109	34109	95405	34109	34109
Prob>F	0	0	0	0	0	0

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Estadística T entre parênteses. Elaboração: autor.

Ressalta-se que a maioria das variáveis de controle na estimação de dif-dif tem seu comportamento conforme apresenta a literatura, isto é, em média foi encontrado um maior salário para os homens, assim como as pessoas mais escolarizadas – os diplomas de Ensino Médio e Curso Superior têm efeitos positivos e significativos na remuneração média.

A seguir são apresentados os resultados do *propensity score*, estimado por *probit*. Estas variáveis compõem a única informação disponível a respeito dos indivíduos, participantes ou não do programa. O fato de o programa ser aberto à população e de livre participação, contribui para justificar a não significância estatística da maioria das variáveis.

Tabela 6: Resultado da estimação do *propensity score* – probit no ano base (2013)

Variável	Coefficiente	Erro padrão	z	P>z	[Intervalo de Confiança 95%]	
Emprego	0,0007	0,0592	0,01	0,990	-0,1154	0,1168
Lnrenda	0,0048	0,0088	0,55	0,581	-0,0123	0,0220
Homem	-0,0013	0,0321	-0,04	0,968	-0,0642	0,0616
Negro	-0,1957**	0,0755	-2,59	0,010	-0,3436	-0,0477
Indústria	0,0088	0,0763	0,12	0,908	-0,1407	0,1583
Serviços	-0,0339	0,0728	-0,47	0,642	-0,1767	0,1089
Idade	0,0011	0,0015	0,74	0,461	-0,0019	0,0041
Ensfudc	0,7836	0,4778	1,64	0,101	-0,1529	1,7200
Ensmcd	0,7401	0,4775	1,55	0,121	-0,1957	1,6759
Enssup	0,5521	0,4798	1,15	0,250	-0,3883	1,4924
Constante	0,2039	0,4863	0,42	0,675	-0,7492	1,1571

Nº de observações: 15.938.

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Elaboração: autor.

Os resultados do PSM, que reduzem o viés de seleção por meio do pareamento nas variáveis observáveis, indicam uma diferença positiva na empregabilidade de 2014 entre o grupo que foi tratado e o de controle, estatisticamente significativa a 5%, sugerindo que a qualificação pode elevar as chances de emprego do participante em 3,9%. Ressalta-se que a estimação via PSM aponta o efeito médio sobre os tratados (ATT). Os parâmetros pré-tratamento, ano de 2013, podem ser encarados como um teste de robustez, em que as não significâncias estatísticas nas variáveis dependentes (nos dois casos) indicam que não existiam diferenças entre os grupos de tratamento e controle antes do programa, reforçando o teste exposto na tabela 3.

A diferença na remuneração em 2014, após o pareamento, também é positiva e significativa, indicando que o programa poderia ter levado a um aumento de 21,5% nos salários. Entretanto as estimativas de dif-dif com *matching*, que consideram os fatores não observados e, portanto, são mais robustas, sugerem que o programa não teve efeito no salário. Já em relação à empregabilidade, o efeito médio sobre os tratados é positivo e significativo, portanto, corroborando os resultados do PSM e da estimação de efeitos fixos (FE). Nas tabelas a seguir, a diferenciação nas variáveis dependentes é representada pelo termo “D.”, que também pode ser visto como a variação entre os anos de 2013 e 2014.

Tabela 7: Resultados das estimações do PSM (kernel) e dif-dif com *matching* – ATT por variável dependente

Variável	Amostra	Tratado	Controle	Diferença	Erro-padrão	Estatística T
Emprego 2013	Não pareada	0,8166	0,8176	-0,0009	0,0127	-0,07
	ATT	0,8166	0,8215	-0,0049	0,0131	-0,38
Emprego 2014	Não pareada	0,7092	0,6746	0,0346**	0,0149	2,33
	ATT	0,7092	0,6694	0,0397**	0,0159	2,51
D.Emprego	Não pareada	-0,1074	-0,1430	0,0356*	0,0189	1,89
	ATT	-0,1074	-0,1521	0,0447**	0,0195	2,29
Lnrenda 2013	Não pareada	5,6881	5,6559	0,0323	0,0857	0,38
	ATT	5,6879	5,6630	0,0249	0,0896	0,28
Lnrenda 2014	Não pareada	5,1310	4,9647	0,1663*	0,1007	1,65
	ATT	5,1308	4,9152	0,2155**	0,1065	2,02
D.Lnrenda	Não pareada	-0,5571	-0,6912	0,1341	0,1244	1,08
	ATT	-0,5572	-0,7478	0,1906	0,1296	1,47

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Elaboração: autor.

Firpo e Pinto (2013) não recomendam o uso de implementações tradicionais na prática, a exemplo da imputação ou reponderação (IPW), pois estas não permitem conclusões imediatas devido à exigência de propriedade assintóticas, logo, é preferível a combinação desses métodos. Eles sugerem as técnicas de estimação duplamente robusta, como o estimador *inverse probability weighted regression adjustment* (IPWRA), que é visto como um estimador semiparamétrico e satisfaz a consistência mesmo quando um entre dois modelos paramétricos falha. Assim, para comparar e demonstrar a robustez dos resultados que, inclusive, foram semelhantes, os coeficientes de ambos estimadores são apresentados a seguir.

Os últimos resultados revelam os parâmetros dos estimadores de ponderação pelo inverso do *propensity score* e do estimador duplamente robusto. Em ambos os casos os coeficientes referentes à variável empregabilidade são positivos e significantes. No caso da renda, não têm significância estatística, corroborando as estimações de dif-dif.

Tabela 8: Resultados dos estimadores IPW e IPWRA – ATT por variável dependente

Variável	Coefficiente	Erro padrão	z	P>z	[Intervalo de Confiança 95%]	
IPW						
Emprego	0,0393**	0,01551	2,54	0,011	0,008945	0,069743
Lnrenda	0,1477	0,09693	1,52	0,127	-0,042220	0,337758
D.Emprego	0,0378*	0,01930	1,96	0,05	0,000016	0,075679
D.Lnrenda	0,0884	0,13393	0,66	0,509	-0,174081	0,350933
IPWRA						
Emprego	0,0345**	0,01594	2,17	0,03	0,00335	0,06584
Lnrenda	0,1311	0,09082	1,44	0,149	-0,04683	0,30919
D.Emprego	0,0347*	0,01929	1,8	0,072	-0,00304	0,07257
D.Lnrenda	0,0512	0,13710	0,37	0,709	-0,21747	0,31995

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Elaboração: autor.

Os coeficientes referentes ao efeito do tratamento sobre a empregabilidade são similares entre todos os estimadores apresentados, inclusive o dif-dif, com os valores estatisticamente significantes variando entre 3,4% e 4,4%. Por outro lado, o efeito na renda é controverso. Apesar de positivo (em torno de 13%), na maioria dos casos não é estatisticamente significativo, com exceção do PSM (kernel). Ressalta-se que em todos esses casos, o objetivo dos estimadores é encontrar o ATT e não o efeito médio do tratamento (ATE).

Dado o objetivo de identificar o efeito causal, são feitos outros testes de robustez, como o uso de diferentes grupos de tratamento e controle, em quem os resultados foram similares aos encontrados anteriormente, e testes de falsificação ou testes de tendência comum, ou período pré-tratamento falso, os quais sugerem que não ocorreu uma tendência pré-existente de diferenciação dos salários e a taxa de ocupação entre os grupos de tratamento e controle. Para maiores detalhes consultar o anexo. Portanto, a qualidade e robustez dos resultados do trabalho não estão relacionadas apenas com os diferentes métodos empregados, mas especialmente com esses testes, que fortalecem a estratégia de identificação adotada.

Para revelar a superação de uma possível desvantagem do método de dif-dif, o qual não consegue lidar com mudança temporária de fatores não observáveis do indivíduo que afeta a decisão de participação do programa, Heckman e Smith (1999) detectam que muitos trabalhadores que fazem curso de treinamento sofrem choques negativos de renda antes do início do programa. A literatura nomeia esse fenômeno de *Ashenfelter's dip*, que não aconteceu no caso do grupo de tratamento do programa Bolsa Futuro. Assim, além de influenciar as pessoas a fazerem o curso, essa queda sobre-estimaria o impacto do programa.

Ressalta-se que a o efeito analisado na empregabilidade e na remuneração é válido apenas para o mercado formal de trabalho, de modo que o curso possa ter tido um impacto no ingresso dos alunos no mercado informal, assim como na renda não declarada. Neste caso, os trabalhadores do setor formal ganham mais, em média, do que os do setor informal, como demonstram diversos estudos, a exemplo de Suliano e Siqueira (2012), que encontrou diferença superior a 20%.

Por fim, é possível que os cursos tenham efeitos distintos entre si, a depender, principalmente, das condições de cada mercado. Neste sentido, são apresentados abaixo os salários médios por ano para o grupo de tratamento. Percebe-se uma diferença relevante nos salários médios de cada curso, assim como nas suas variações entre os anos de 2013 e 2014, fortalecendo as evidências de efeitos diferenciados.

Tabela 9: Salário médio (em 31.12) por curso para o grupo de tratamento

Curso	2013	2014	Variação %
Eletricista	981,49	1017,27	3,6%
Cuidador	888,84	928,44	4,5%
Destilador	875,64	897,13	2,5%
Informática	802,81	830,32	3,4%
Operador	985,23	999,43	1,4%
Porteiro	731,09	803,47	9,9%
Recepcionista	739,52	771,78	4,4%
Reprodução	896,32	950,31	6,0%
Secretariado	781,41	811,35	3,8%
Tec. Agrícola	902,57	955,42	5,9%
Tec. Vendas	762,27	790,14	3,7%

Fonte: autor / Núcleo Bolsa Futuro (SED).

Elaboração: autor.

6. Considerações Finais

Este estudo verifica as fontes de viés que afetam as condições de mercado de trabalho dos alunos do Programa Bolsa Futuro e tenta contorná-las por meio de diferentes técnicas econométricas. Os resultados obtidos por algumas estimações sugerem evidências de efeitos positivos e estatisticamente significantes para o aumento da empregabilidade dos participantes. Os estimadores PSM e de diferenças em diferenças, além da combinação dos dois, confirmam os resultados encontrados pelo estimador duplamente robusto, no caso da empregabilidade, indicando efeito médio positivo sobre os participantes do programa. Assim, a qualificação aumenta em torno de 4% as chances de emprego formal do participante, contribuindo para romper a barreira de entrada no mercado de trabalho. Estes resultados estão em linha com Severnini e Orellano (2010), Vasconcelos *et al.* (2010), Águas (2011) e Gontijo e Amaral (2015), que encontraram efeitos positivos do ensino profissional na empregabilidade. Inclusive, este estudo compilou as avaliações nacionais dos principais programas de qualificação profissional de modo a facilitar a comparação de métodos e resultados.

Por outro lado, as estimações indicam efeito nulo na remuneração média do estudante, com exceção do PSM. Embora os métodos com *matching* assumam a hipótese de seleção em observáveis, o estimador de dif-dif considera os fatores não observáveis fixos no tempo, isto é, a heterogeneidade individual. Neste sentido, sua combinação com o *matching* confirmou os resultados de efeito positivo e nulo, para a empregabilidade e renda, respectivamente. Logo, os resultados se mostraram robustos para diferentes especificações. Ademais, outros testes de robustez corroboraram a estratégia de identificação adotada, especialmente no que diz respeito à construção dos grupos de tratamento e controle.

Ressalta-se que a avaliação focou nos resultados do mercado de trabalho formal e no efeito imediato, em um ou dois anos. Portanto, são fracas, a respeito dos seus impactos no longo prazo. Além disso, o programa também pode ter efeitos em variáveis não observáveis que não são fixos no tempo, a exemplo das características socioemocionais, como a autoestima, *empowerment* e outras capacidades dos indivíduos, o que pode elevar os seus benefícios sociais (HECKMAN, STIXRUD, URZUA, 2006).

Apesar de não estimar a diferença regionalmente, espera-se que o efeito médio do programa Bolsa Futuro varie espacialmente dentro do Estado, a depender do curso e, principalmente, da oferta e demanda de mão de obra por atividade econômica, entre outros fatores. Os resultados apresentados indicam efeitos diferenciados entre os cursos, com um incremento médio de salário maior em alguns casos. Assim, é necessário investigar com mais cuidado as condições do mercado de trabalho simultaneamente à qualificação oferecida. Uma avaliação qualitativa pode aprofundar o conhecimento a respeito desses fatores, além de identificar algumas das causas dos efeitos verificados neste estudo.

Algumas das limitações do trabalho foram verificar o impacto do programa em um prazo maior, já que este estudo se limitou aos efeitos de curto prazo e os efeitos da qualificação na renda variam no tempo. Além de examinar os impactos por grupos de beneficiários, pois os efeitos podem diferir a depender do público. Entretanto, essas limitações não diminuem o esforço de se fazer avaliações sobre este programa. Como trabalho futuro fica a sugestão de continuar a análise para os próximos anos e de verificar a viabilidade econômica do programa para o Governo do Estado, já que o aumento de produtividade, refletido no aumento dos salários e arrecadação de impostos, justificaria os gastos com a qualificação profissional.

7. Referências

ÁGUAS, M. Ensino profissional e rendimentos do trabalho: uma análise para o Brasil. **Nota Técnica**, N. 47, Rio de Janeiro: Ipea, p. 17-28, 2011.

ASHENFELTER, O. Estimating the effect of training programs on earnings. **The Review of Economics and Statistics**, p. 47-57, 1978.

BARBOSA FILHO, F. H.; PORTO, R.; LIBERATO, D. Pronatec Bolsa-Formação Uma Avaliação Inicial sobre Reinserção no Mercado de Trabalho Formal. In: **Anais do 43º Encontro Nacional de Economia**, Anpec, Florianópolis - SC, 2015.

BARROS, A. R. **Desigualdades Regionais no Brasil. Natureza, Causas, Origens e Soluções**. Campus, 2011.

BERGEMANN, A.; FITZENBERGER, B.; SPECKESSER, S. Evaluating the dynamic employment effects of training programs in east Germany using conditional difference-in-differences, **Journal of Applied Econometrics**, N. 24, pgs. 797-823, 2009.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, 2005.

CARD, D., KRUEGER, A. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. **The American Economic Review**, Vol. 84, No. 4, pp. 772-793, Set, 1994.

CARD, D.; SULLIVAN, D. Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment. **Econometrica**, Vol. 56, No. 3, pp. 497-530, May, 1988.

CASSIOLATO, M. M.; GARCIA, R. C. Pronatec: múltiplos arranjos e ações para ampliar o acesso à educação profissional. **Texto para Discussão 1919**, IPEA, Rio de Janeiro , 2014.

CHOI, H.; KIM, J. Effects of public job training programmes on the employment outcome of displaced workers: results of a matching analysis, a fixed effects model and an instrumental variable approach using Korean data. **Pacific Economic Review**, v. 17, n. 4, p. 559-581, 2012.

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. **Journal of the American Statistical Association**, v. 94, n. 448, p. 1053-1062, 1999.

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N. A.; ZYLBERSTAJN, H. **Avaliando o PLANFOR: O Programa do Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo**. Universidade de São Paulo, 2002.

FIRPO, S.; PINTO, R. C. Combinando Estratégias para Estimação de Efeitos de Tratamento. C-Micro, **Working paper 3**, jan., 2013.

GONTIJO, B. A.; AMARAL, E. F. Associação do Ensino Profissionalizante com rendimento e emprego: Minas Gerais (2009 E 2011). **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 44, jan/jun, 2015.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, p. 153-161, 1979.

HECKMAN, J.; SMITH, J. A. The pre-program earnings dip and the determinants of participation in a social program: implications for simple program evaluation strategies. **The Economic Journal**, 109, pgs. 313-348, july, 1999.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. **The Review of Economic Studies**, Vol. 64, 605–654, 1997.

_____. Matching as an Econometric Evaluation Estimator. **The Review of Economic Studies**, Vol. 65, 261–294, 1998.

HECKMAN, J. J.; STIXRUD, J.; URZUA, S. The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. **Journal of Labor Economics**, University of Chicago Press, vol. 24(3), pages 411-482, July, 2006.

HERMETO, A. M.; RIOS-NETO, E. L. Uma avaliação experimental dos impactos da política de qualificação profissional no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 353-378, 2007.

HIRANO, K.; IMBENS, G. The propensity score with continuous treatments. **Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-data Perspectives**. New York: Wiley, 2004.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, Vol. 71, No. 4, pgs. 1161-1189, July, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD**. 2013.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA – INEP. **Censo Escolar**, 2014.

KLUVE, J.; SCHNEIDER, H.; UHLENDORFF, A.; ZHAO, Z. Evaluating continuous training programmes by using the generalized propensity score, **Journal of the Royal Statistical Society**, A 175, Part 2, pp. 587–617, 2012.

KROTH, D. C.; DIAS, J. Os efeitos dos investimentos público e privado em capitais físico e humano sobre o produto per capita dos municípios da região sul: uma análise em painéis de dados dinâmicos. **Nova Economia**, v. 22, n. 3, p. 621-649, 2012.

LALONDE, R. J. The promise of public sector-sponsored training programs. **The Journal of Economic Perspectives**, p. 149-168, 1995.

LALONDE, R. J. Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data. **The American Economic Review**, Vol. 76, No. 4, pgs. 604-620, Sep., 1986.

MINCER, J. Schooling, Experience, and Earnings. **Human Behavior & Social Institutions**, No. 2. 1974.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO – MTE. **Relação Anual de Informações Sociais**. 2011, 2012, 2013, 2014.

MONTAGNER, P. MULLER, L. H. **Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate**, N. 24. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome; Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação. Brasília, 2015.

MROZ, T. A. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. **Econometrica**, V. 55, No 4, pgs. 765-799, July, 1987.

NERI, M. **A Educação Profissional e Você no Mercado de Trabalho**. Rio de Janeiro, FGV/CPS, 2010.

PETTERINI, F. C. Uma Avaliação de Impacto e Retorno Econômico do Plano Setorial de Qualificação (Planseq). In: **VII Encontro Economia do Ceará em Debate**, IPECE, 2011.

Rais – RELATÓRIO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS. Brasília: Ministério do Trabalho, 2011 a 2014.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, **Biometrika**, 70, 1, 41-55, 1983.

SEVERNINI, E. R.; ORELLANO, V. I. O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período pré-PLANFOR. **Revista EconomiA**, v. 11, p. 155-174, 2010.

SILVEIRA-NETO, R. Eficácia e viés de seleção em programas de qualificação em trabalhadores em situação economicamente desvantajosa: evidências para o Estado de Pernambuco. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 4, n. 1, p. 1-22, 2002.

SMITH, J. A.; HECKMAN, J. J. The pre-programme earnings dip and the determinants of participation in a social programme. **Economic journal**, v. 109, n. 457, p. 313-348, 1999.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 137-165, 2012.

VASCONCELOS, L.; LIMA, F. C.; FERNANDES, J. G.; MENESES-FILHO, N. A. Avaliação Econômica do Ensino Médio Profissional. **Relatório de avaliação econômica**, Fundação Itaú Social, 2010.

8. Anexo

Os resultados dos testes de robustez são cruciais para confirmar a validade dos resultados do PSM e dif-dif. A tabela abaixo revela que não existiu diferença de renda ou empregabilidade nos anos de 2011 e 2012 (pré- tratamento), entre os grupos, corroborando a ideia de homogeneidade entre os grupos de tratamento e controle.

Tabela 10: Teste de robustez (tendência pré-existente) – PSM por ano

Variável	Amostra	Tratado	Controle	Diferença	Erro-padrão	Estatística T
Emprego 2011	Não pareada	0,734	0,718	0,016	0,015	1,080
	Pareada	0,734	0,635	0,099	0,198	0,500
Renda 2011	Não pareada	650,12	640,90	9,217	23,802	0,390
	Pareada	650,12	407,91	242,209	172,552	1,400
Emprego 2012	Não pareada	0,705	0,681	0,024*	0,014	1,700
	Pareada	0,705	0,641	0,064	0,152	0,420
Renda 2012	Não pareada	726,86	706,37	20,491	26,842	0,760
	Pareada	726,86	590,21	136,648	362,802	0,380

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Elaboração: autor.

Outro teste mostra os resultados para um diferente grupo de controle, formado por pessoas com os pré-requisitos mínimos para participação no programa, isto é, que possuem ao menos o Ensino Fundamental Completo, além de não terem se matriculado no ano de 2013. Assim, o grupo foi composto por parte da população goiana, independente de ter se inscrito no programa. Apesar deste não configurar um grupo adequado para a análise, pois as características das pessoas que se inscreveram no programa são diferentes das que não se matricularam, a comparação ilustra a diferença de tendência das variáveis sobre os matriculados no programa e o resto da população.

Neste caso, os resultados corroboram os encontrados anteriormente no que diz respeito à empregabilidade, pois o programa teria efeito positivo e estatisticamente significativo. Por outro lado, os egressos da qualificação profissional tiveram um incremento estatisticamente significativo na renda em relação ao resto da população, como mostra a tabela a seguir.

Tabela 11: Teste de robustez (grupo de controle) – estimação dif-dif

Variável	Emprego		Lnrendadezr	
	FE (sem controle)	FE (com controle)	FE (sem controle)	FE (com controle)
Ano2014	-0,125*** (-271,69)	-0,125*** (-158,29)	-0,746*** (-234,08)	-0,751*** (-137,46)
Ano2014xtrat	0,220*** -53,13	0,0172*** -3,55	1,623*** -56,64	0,184*** -5,49
Homem		-0,00994** (-2,30)		0,0595** -1,98
Negro		0,00588* -1,78		-0,0000299 (-0,00)
Indústria		0,00299 -0,65		-0,0258 (-0,81)
Serviços		0,0249*** -5,52		0,0880*** -2,81
Idade		-0,00107* (-1,68)		-0,00966** (-2,18)
Ensméd		0,0238*** -15,46		0,309*** -28,98
Enssup		0,0508*** -17,2		0,813*** -39,7
Posgrad		0,0583*** -3,77		0,977*** -9,11
_Cons	0,773*** -2546,95	0,790*** -36,47	5,615*** -2668,78	5,675*** -37,79
R2	0,0526	0,0536	0,04	0,0414
Obs.	3413817	3352521	3413817	3352521
Prob>F	0	0	0	0

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Estatística T entre parênteses.

Elaboração: autor.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao avaliar o impacto de uma política pública é importante ter uma visão técnica, porém, esta não deve desconsiderar o contexto social em que a respectiva política atua. Assim, um dos desafios enfrentados na análise é, em um primeiro momento, se distanciar do aspecto político e tornar a avaliação imparcial, e em seguida apresentar os resultados alcançados de uma forma que sejam vistos como uma etapa do processo de amadurecimento e aprimoramento da política pública.

Howlett (2013) destaca que o sucesso ou insucesso de uma política pública não é feito em uma única avaliação, além de ser necessário levar em conta as forças políticas existentes e que atuam neste processo. Para Meneguim e Freitas (2013), conclusões definitivas sobre os impactos do programa dependem da aplicação sistemática, por vários autores, outros métodos e base de dados. Cada pesquisa contribui com uma visão do problema, entretanto apenas o conhecimento acumulado pode levar ao aprimoramento da política e eficiência nos seus investimentos. Em suma, o processo de avaliação deve ser contínuo, coletivo e cumulativo.

O primeiro artigo estimou os microimpactos do FCO entre os anos de 2004 e 2011, indicando efeitos positivos na geração de empregos e renda, a depender do subperíodo analisado. Os resultados do *propensity score* generalizado sugerem que, até o limite de aproximadamente R\$ 200 mil, as variações proporcionais de emprego e salário são maiores quanto maiores os montantes contratados de crédito. A partir desse valor os efeitos se estabilizam. Até então, os estudos anteriores verificavam os efeitos de acordo com o tratamento dicotômico, isto é, era verificado o efeito médio do fundo por meio da comparação entre tratados e controle, sem diferenciar o montante financiado.

O segundo artigo sobre o FCO indicou relativa variabilidade na eficiência alocativa dos financiamentos. Entre os determinantes da eficiência, ou variáveis ambientais que interferem na fronteira de eficiência, estão os tipos de linha de financiamento, os portes das empresas, a qualificação da mão de obra, além do próprio valor do empréstimo. Ambas as avaliações apresentam evidências de que existe um valor (ou intervalo) de empréstimo que maximiza os efeitos dos Fundos Constitucionais, assim como sugerem que a educação tem efeito positivo no aumento da eficácia e eficiência da política. Assim, há oportunidade para elevar o número de empregos e a produtividade da economia goiana somente com a melhor

distribuição dos recursos disponíveis do FCO ou por meio de outros fatores, como a educação que, inclusive, foi foco do último artigo.

As conclusões do segundo artigo dialogam com o primeiro trabalho, que indica que os empréstimos devem atingir determinado valor para ter escala e melhor atender aos objetivos do fundo. Como o impacto do financiamento nas variações de emprego e salários não é linear, apesar da relação negativa encontrada, há um valor mínimo que justifique os custos da contratação. Além disso, os resultados do segundo artigo complementam as análises de Resende, Cravo e Pires (2014) e do primeiro artigo, que sugerem impactos positivos do FCO Empresarial na geração de renda. De acordo com a análise, as firmas de porte micro tiveram uma maior eficiência na geração de emprego. Logo, apesar de existir o impacto, priorizar os investimentos com esta perspectiva pode ser uma maneira mais eficiente de gerar empregos e renda.

A avaliação de um programa de educação profissional como o Bolsa Futuro é relevante por se tratar de uma área sensível aos governos e à sociedade, a educação. Em uma conjuntura econômica de baixas expectativas para o crescimento da economia nacional, e com consequentes impactos nos Estados, a manutenção de programas educacionais é fundamental como planejamento de médio e longo prazo. Assim, avaliar um programa de educação foge da visão de curto prazo. Todavia, os resultados obtidos são importantes para o monitoramento, a avaliação e a gestão do programa, e devem ser levados em consideração nas mudanças que venham a ocorrer na continuação do programa.

O artigo sugere que o programa Bolsa Futuro teve impacto positivo na empregabilidade dos seus participantes, apesar de não encontrar efeito na renda dos beneficiários. Essa informação foi corroborada pelos diferentes métodos, que levaram em consideração a heterogeneidade individual fixa no tempo dos participantes. Apesar de a avaliação ser de curto prazo, conclui-se que o programa facilita a entrada no mercado de trabalho formal, embora o efeito dependa do tipo de curso e outros fatores. Ademais, a extensão do programa em relação ao número de beneficiários, possivelmente gerou efeitos heterogêneos entre os quantis de renda, mais especificamente, o efeito para os mais pobres diferem dos efeitos para os que alunos que possuem uma maior renda. Este ponto foi verificado por outra versão do estudo (RESENDE; OLIVEIRA, 2015).

As avaliações realizadas neste trabalho tiveram foco quantitativo e não aprofundaram nas causas dos efeitos. Portanto, as intervenções podem ter tido efeito (ou não) por conta de fatores no processo de implementação, questões políticas e/ou quaisquer outras forças externas. Assim, para um maior aprofundamento sobre as políticas sugere-se uma análise qualitativa, de modo a complementar estas avaliações e entender melhor seus resultados, além das sugestões de trabalhos futuros que foram colocadas em cada artigo. Pesquisas primárias podem levantar outras informações diretamente com os beneficiários das políticas, assim como seus gestores públicos.

6. REFERÊNCIAS COMPLEMENTARES

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. **Journal of the American Statistical Association**, v. 94, n. 448, p. 1053-1062, 1999.

HOWLETT, M.; RAMESH, M.; PERL, A. Avaliação de políticas: policy-making como aprendizagem. In: **Política Pública: seus ciclos e subsistemas: uma abordagem integral**. Tradução técnica: Francisco G. Heidemann. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013. p. 199 – 219. Título original: Studying public policy: policy cycles and policy subsystems.

IMB – INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. Análise do Censo Fomentar / Produzir. **Estudos do IMB**, fevereiro, 2014.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **PPA 2012-2015: Experimentalismo Institucional e Resistência Burocrática**. Orgs. CARDOSO, Jr. e CUNHA, A. Brasília: IPEA, 2015.

MENEGUIN, F. B.; FREITAS, I. V. Aplicações em avaliação de políticas públicas: metodologia e estudos de caso. **Textos para discussão 123**, Senado Federal, Março/2013.

RESENDE, G. M. Micro e macroimpactos de políticas de desenvolvimento regional: o caso dos empréstimos do FNE-industrial no Estado do Ceará. **Texto para Discussão, n. 1777**, Brasília: Ipea, 2012.

_____. 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, 2014.

RESENDE, G. M.; NETO, A. M.; MAGALHÃES, J. C.; SOUSA, A. G. Monitoramento e avaliação dos instrumentos da política nacional de desenvolvimento regional: uma proposta de avaliação Continuada. In: **Brasil em desenvolvimento 2014: Estado, planejamento e políticas públicas**. Editores: MONASTERIO, L. M.; NERI, M. C.; SOARES, S. S. Brasília: IPEA, 2014.

RESENDE, G. O. Proposta para a avaliação das políticas públicas para o Governo do Estado de Goiás. **Estudos do IMB**, Goiânia, dez., 2015. Disponível em: http://www.imb.go.gov.br/down/avaliacao_politicas_publicas.pdf

RESENDE, G. O.; OLIVEIRA, F. R. Avaliação dos impactos econômicos do Programa de Qualificação Profissional Bolsa Futuro: Uma análise sobre os alunos de 2013. In anais: **VII Seminário da Rede Brasileira de Monitoramento e Avaliação**. Fundação João Pinheiro, Belo Horizonte, 2015.

SILVA, A. M.; RESENDE, G. M.; SILVEIRA, NETO, R. Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO. **Estudos econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 80-125, 2009.