

EFEITOS HETEROGÊNEOS DA INTENSIDADE DO TRATAMENTO: UMA ANÁLISE DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE (FNE)

JOSÉ MARIA DA CUNHA JÚNIOR *
RICARDO BRITO SOARES †

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar o impacto do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste sobre o crescimento do emprego e da massa salarial. É estimada a Função Dose-Resposta para avaliar a distribuição completa da variável de tratamento, gerando uma compreensão mais acurada do padrão observado do tratamento com técnicas que mantêm a especificação robusta à presença de endogeneidade. Nossos resultados mostram impactos significantes nas variáveis dependentes. A relação entre a intensidade do tratamento e a variável resposta foram estatisticamente significantes em todos os casos, confirmando o grau de adequabilidade da forma semiparamétrica adotada. Comparativamente, encontramos que o ponto de dosagem ótima do modelo OLS superestima o ponto ótimo encontrado no modelo IV, e isso não resulta em um maior impacto sobre o crescimento do emprego e/ou da massa salarial.

Palavras-chave: FNE; endogeneidade; dose-resposta; Nordeste.

Abstract

The objective of this article is to analyze the impact of the Northeast Constitutional Financing Fund (FNE) on the growth of employment and the wage bill. The Dose Response Function is estimated to assess the complete distribution of the treatment variable, generating a more accurate understanding of the observed pattern of treatment with techniques that maintain robust specification to the presence of endogeneity. Our results show significant impacts on the dependent variables. The relationship between treatment intensity and response variable was statistically significant in all cases, confirming the degree of adequacy of the semi-parametric form adopted. Comparatively, we found that the optimal dosing point of the OLS model overestimates the optimal point found in model IV, and this does not result in a greater impact on employment and/or wage growth.

Keywords: FNE; endogeneity; dose-response; Northeast.

JEL classification: C59, R58

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea185797>

* Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: junio.rj@hotmail.com

† Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: ricardosoares@caen.ufc.br

1 Introdução

Diante da fragilidade sob as condições climáticas e socioeconômicos da população residente da Região Nordeste, que decorre em grande medida do processo histórico de concentração econômica no eixo centro-sul, é importante entender que a disponibilidade de crédito, principalmente se orientado ao sistema produtivo, possui o potencial de propiciar a evolução de indicadores econômicos e sociais.

Nesse cenário, o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) surge como uma ferramenta de política pública federal, cujo objetivo é o de colaborar com o desenvolvimento econômico e social da região, por meio do acesso ao crédito para segmentos empresariais de microempreendedores individuais, produtores, empresas, associações e cooperativas.

Desde a sua criação, o FNE vem se mostrando cada vez mais relevante frente o financiamento empresarial da região Nordeste e, em função disso, tem sido constantemente avaliado. A literatura nos mostra, por meio de diversos estudos e abordagens metodológicas, seus micro e macroimpactos, com destaque para a sua relação com o crescimento do PIB per capita, geração de empregos, incremento da massa salarial e com o salário médio. No entanto, em muitos contextos socioeconômicos, nos deparamos com situações nas quais não é apenas o status do tratamento binário (tratado ou não tratado) que é relevante, mas também, o nível de exposição ao tratamento fornecido.

Assim, em políticas de financiamento, parece razoável pensarmos sobre a relevância dos diferentes montantes concedidos a cada um dos beneficiários (indivíduos ou empresas), e não somente o estado binário (recebeu ou não) do benefício. Logo, subestimar esse fato pode implicar em heterogeneidade nos impactos do tratamento.

Na avaliação do efeito da linha de crédito empresarial, como é o caso do FNE, a existência de endogeneidade no modelo pode ser decorrente tanto em função da oferta quanto da demanda por crédito. Em relação ao primeiro efeito, os critérios de elegibilidade fazem com que o volume de financiamento disponibilizado esteja potencialmente correlacionado as condições de mercado da empresa, de maneira que o nível do tratamento será correlacionado ao potencial de crescimento da empresa. Por outro lado, visto que a procura pela linha de financiamento é função de uma decisão voluntária por parte do empreendedor, a tendência é de que exista um processo de autoseleção na demanda por crédito, de modo que o grupo de tratamento seja composto, em média, por empresas mais bem geridas.

Assim, os poucos estudos que consideram a variável de tratamento como contínuo, esbarram no problema de endogeneidade do modelo, seja ele fruto da oferta ou da demanda por crédito. Nesse cenário, trabalhos como o de [Hirano e Imbens \(2004\)](#) fornecem a estrutura teórica para situações desse tipo, e que foi aprimorada para um método de operacionalização com enfoque na resolução do problema de endogeneidade ([CERULLI, 2015](#)), que tende a ser um dos maiores obstáculos enfrentados nas avaliações de políticas de financiamento.

O estudo em tela avança, em relação ao trabalho de referência ([SOARES; SOUSA; PEREIRA NETO, 2009](#)), ao utilizar uma metodologia que considera a variável de tratamento como contínua, e não dicotômica, como em grande parte dos estudos de avaliações de impacto. Tal estratégia apresenta vantagens teóricas sobre as demais abordagens observadas na literatura, seja pelas suposi-

ções impostas por alguns autores e que limitam sua aplicabilidade ou, ainda, por negligenciar o problema do viés de seleção (JALETA *et al.*, 2018; AVENYO; KONTE; MOHNEN, 2019).

Portanto, o objetivo deste artigo é complementar essa lacuna da literatura sobre tratamentos em níveis (dosagem), por meio da investigação dos impactos do FNE sobre as variáveis de interesse (crescimento do emprego e da massa salarial), aplicando a metodologia proposta por Cerulli (2015), a qual, ao estimar uma Função Dose-Resposta, com o uso de variáveis instrumentais, analisa, não somente, a intensidade do tratamento e seus possíveis impactos heterogêneos, mas também apresenta uma estratégia econométrica adequada para os casos nos quais existam a presença de viés de seleção.

Para o alcance do objetivo supracitado, o trabalho foi organizado como segue. Além desta introdução, a seção 2 faz uma breve revisão acerca da criação do FNE e dos efeitos dos fundos constitucionais sobre diversas abordagens empíricas. A seção 3 apresenta a estratégia econométrica empregada. A seção 4 apresenta a base de dados utilizada. Na seção 5, faz-se uma discussão dos resultados. Finalmente, a seção 6 contém as considerações finais do trabalho.

2 Revisão de Literatura

2.1 Fundo Constitucional do Nordeste (FNE)

O Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste – FNE é uma das principais ferramentas de política de desenvolvimento regional no Brasil, e tem como objetivo principal a contribuição para o desenvolvimento sustentável do Nordeste, corroborando para a redução da pobreza e das desigualdades sociais.

Criado pela Constituição Federal de 1988 e regulamentado pela Lei nº 7.827, de 27/09/1989, o FNE apresenta-se como uma fonte estável de recursos para o financiamento das atividades produtivas da região Nordeste e do Norte dos estados de Minas Gerais e Espírito Santo, atendendo mais de 2 mil municípios, contemplando com acesso ao crédito os segmentos empresariais de microempreendedores individuais, produtores, empresas, associações e cooperativas. Operado pelo Banco do Nordeste do Brasil (BNB), juntamente com o Ministério do Desenvolvimento Regional e o Conselho Deliberativo da Sudene (Condel/Sudene), seus recursos, que abrangem os diversos setores da economia, como o agropecuário, industrial, agroindustrial, turismo, comércio, serviços, cultural, infraestrutura, dentre outros, são oriundos do repasse de 3% da arrecadação do imposto de renda (IR) e do imposto sobre produtos industrializados (IPI), cabendo ao FNE 1,8%, e o restante é repassado a outros dois fundos constitucionais – Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) e Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) – que ficam com 0,6% cada.

Importante ressaltar que a própria política de crédito do FNE garante algumas situações de direcionamento prioritário ao Semiárido, a exemplo de maiores níveis de alavancagem de projetos de financiamento e maior limite de financiamento para capital de giro.

Marcado por secas sistemáticas e por se apresentar como uma região de quadros climáticos extremos, o semiárido demanda um esforço particular para o desenvolvimento de atividades produtivas, exatamente pelo seu histórico de carência de políticas públicas voltadas para as suas particularidades. Por isso,

além de buscar a integração de suas ações com as iniciativas governamentais, o BNB realiza esforços adicionais com o objetivo de estimular ações e projetos voltados para promover o desenvolvimento sustentável e adaptados às necessidades e especificidades do semiárido. Nesse contexto, projetos com a pretensão de se desenvolver nesse subespaço recebem atendimento prioritário do FNE, inclusive com limites de financiamento e prazos para pagamento superiores aos daqueles propostos para outras áreas nordestinas de abrangência desse Fundo (BNB, 2018).

O leque de linhas de financiamento setoriais e multissetoriais, no âmbito do FNE, apoia empreendimentos rurais e urbanos de todos os portes, desde agricultores familiares e microempreendedores individuais a empreendimentos de infraestrutura, fundamentais ao acúmulo de um plano de crescimento e de atração de investimentos à Região, desdobrando-se ao apoio de pessoas naturais, a exemplo de estudantes, por meio da linha FNE-Fies, e de mini e micro geradores de energia fotovoltaica na linha FNE Sol. A partir do desafio de se manter aderente ao contexto da competitividade empresarial e atuante nos nichos mais modernos de crédito, o BNB, por meio do FNE, oferece opções para o financiamento de projetos de inovação (linha FNE Inovação) e para startups (FNE Startups), além de linhas voltadas ao segmento verde (FNE Verde), ao uso eficiente de recursos hídricos (FNE Água) e ao segmento da Saúde (pessoas jurídicas prestadoras de serviços e indústrias contido no Complexo Econômico Industrial da Saúde – Ceis) (BNB, 2021).

2.2 Estudos empíricos

No geral, o objetivo das políticas regionais ligadas a Fundos Constitucionais de Financiamento, baseiam-se na percepção de que um mercado comum necessita de um certo grau de homogeneidade no desenvolvimento econômico, que não é necessariamente um resultado automático do processo de integração, mas que pode ser assistido por intervenções políticas (BECKER; EGGER; VON EHRLICH, 2012).

Logo, mesmo com o número reduzido de estudos, vemos uma crescente no interesse acerca do tema a partir dos anos 1990, no qual vemos um aumento no volume de recursos em comparação a períodos anteriores, além do aprimoramento de recursos metodológicos para a aferição econométrica de seus efeitos. A literatura internacional apresenta uma quantidade considerável de artigos que tratam da política regional da União Europeia. A maioria dos estudos se concentra na avaliação dos macroimpactos dos Fundos Estruturais da União Europeia sobre desigualdades regionais.

Dentre os estudos, podemos destacar as avaliações de impactos desses fundos estruturais, como em Rodríguez-Pose e Fratesi (2004), Esposti e Bussoletti (2008), Dall’erba e Le Gallo (2008) e Becker, Egger e Von Ehrlich (2012), e o de Beugelsdijk e Eijffinger (2005) que mostra a relação dos gastos estruturais e a convergência econômica nacional em toda a União Europeia.

Rodríguez-Pose e Fratesi (2004), ao analisarem o impacto dos fundos estruturais sobre diversos aspectos sociais e econômicos, argumentam que esse tipo de política tem impactado positivamente, inclusive sobre o crescimento econômico global (fora da região delimitada em análise). Entretanto, as regiões analisadas parecem estar longe do objetivo de sustentabilidade, nas quais os autores questionam a relevância desses fundos sobre um possível crescimento econômico sustentável, reduzindo as disparidades entre o centro euro-

peu e as periferias. Embora muitos fatores possam estar por trás do relativo fracasso das regiões menos desenvolvidas em se recuperar, os autores estabelecem uma ligação entre a estrutura das estratégias de desenvolvimento regional financiadas por fundos europeus e a falta de convergência regional na Europa Ocidental.

Sobre as estratégias desses Fundos, sua análise aponta para o fato de que o investimento em suporte agrícola e reestruturação rural apresenta um perfil mais próximo de uma estratégia de apoio ao rendimento do que de políticas de desenvolvimento sustentável. Embora o impacto desse tipo de apoio sobre o crescimento econômico seja positivo no curtíssimo prazo, ele se demonstra decrescente com o passar do tempo até tornar-se progressivamente negativa. No entanto, a única influência positiva de médio prazo detectada é a dos fundos destinados à educação e ao desenvolvimento do capital humano. Assim, independentemente do método de análise utilizado, a ligação entre a parcela de fundos destinada a melhorar a dotação local de capital humano e o desempenho econômico tende a ser positiva e muitas vezes significativa, com a associação sendo estável no tempo.

Os autores também ressaltam a necessidade de repensar a política regional de acordo com a implementação de estratégias de desenvolvimento mais inovadoras e específicas para cada região. Isso implicaria em mitigar possíveis problemas, como alguns dos riscos de exposição prematura ao mercado (associada a uma ênfase na infraestrutura), fuga de cérebros (recursos humanos) ou subsídio a empresas locais não competitivas.

No sul da Espanha, mais especificamente em Andaluzia, um dos mais importantes Fundos Estruturais, o Fundo Europeu de Desenvolvimento Regional (ERDF), contribuiu profundamente para o desenvolvimento da região, o que apontou o estudo de Lima e Cardenete (2008). A importância dos fundos estruturais também foi analisada sobre outras perspectivas. Lolos (2009) encontra evidências do impacto positivo dos fundos estruturais sobre o crescimento regional, ao mesmo tempo que aumenta a convergência dos rendimentos, na Grécia. Ademais, o autor ressalta que o período da análise (1990–2005) foi caracterizado por uma aceleração do processo de integração europeia, havendo um papel central do apoio estrutural sobre as regiões menos prósperas.

No Brasil, como dito, temos uma ascensão nessa literatura a partir dos anos de 1990. Trabalhos como o de Silva, Resende e Silveira Neto (2007), Soares, Sousa e Pereira Neto (2009), Gondim, Souza e Pires (2011), Resende (2012, 2014) e Linhares *et al.* (2014) fazem análises de macro ou microimpactos sobre alguns dos fundos constitucionais mais importantes.

Podemos começar dando destaque ao trabalho de Silva, Resende e Silveira Neto (2007), cujo objetivo era o de avaliar a aplicação dos recursos do FNE. Utilizando a metodologia *Propensity Score Matching*, para o período de 1995 a 1998, o autor encontrou impacto positivo do FNE sobre a variação na taxa de emprego, porém não foram encontrados resultados positivos para a variação do salário médio dos trabalhadores. O autor também ressalta que seu trabalho é passível de críticas quando levado em consideração que o BNB aprova os empréstimos a firmas com maiores *rating* de crédito, o que causaria um viés nas estimativas. O preenchimento dessa lacuna apresenta-se como um dos objetivos da abordagem aplicada no presente estudo, a mitigação do problema de viés de seleção.

No geral, alguns estudos microeconômicos mostram uma forte correlação linear entre o financiamento dado às empresas da região Nordeste e a geração

de empregos formais com a agricultura e o setor de serviços destacando-se em terem maiores evoluções nessa expansão (GONDIM; SOUZA; PIRES, 2011). Podemos citar, também, os resultados de Soares, Sousa e Pereira Neto (2009), que encontram evidências de impactos, positivos e significantes, do FNE sobre o crescimento do emprego e da massa salarial entre os anos de 1999 e 2005, porém não foram encontradas evidências de impacto sobre o salário médio.

Acerca de trabalhos voltados para análises de macroimpactos, temos o de Linhares *et al.* (2014) e o de Resende (2014). No primeiro, os autores verificam o efeito do desembolso médio per capita do FNE (2002 e 2008) sobre a taxa média de crescimento do PIB per capita dos municípios com firmas beneficiadas, e encontram que, tudo mais constante, uma elevação de 10% nos desembolsos per capita do FNE aumentaria o produto médio do município em torno de 0,85 p.p, além de que os efeitos do FNE teriam mais impacto sobre municípios mais desenvolvidos, mostrando-se não ter um efeito linear. No segundo trabalho, o autor não verifica nenhum efeito do FNE-industrial sobre o crescimento do PIB per capita municipal nordestino. Porém, quando estimado o efeito isolado para o caso do Ceará, é possível identificar um impacto positivo e estatisticamente significativo dos empréstimos do FNE-industrial sobre o crescimento do PIB per capita municipal.

É importante ressaltar que os objetivos ligados às políticas de desenvolvimento, devem integrar uma variável institucional, incluindo a promoção da transparência e da responsabilidade, ou lidando com formas de melhorar a qualidade do governo, tornando-se uma parte essencial do processo de planejamento estratégico da política. Caso contrário, a implementação de políticas pode não produzir os resultados esperados. Nesse tocante, Carneiro (2018) avalia a eficácia dos municípios nordestinos em transformar os recursos conseguidos juntos ao FNE em crescimento econômico. Seus resultados apontam para um efeito positivo relativo à proporção de trabalhadores com nível superior sobre a eficiência técnica e da existência de uma concentração de municípios com altos níveis de eficiência, na qual a agricultura extensiva parece ter importante relação com o resultado.

Reforçamos que os trabalhos feitos sobre o FNE não tratam a variável de tratamento como contínua. Nesse aspecto, vale citar o diferencial do trabalho de Oliveira, Menezes e Resende (2018), no qual avalia o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) no Estado de Goiás entre os anos de 2004 e 2011. Porém, embora a variável de tratamento apresenta-se na forma contínua, os autores não levam em consideração a possibilidade da existência de endogeneidade, um provável problema em financiamentos de crédito, uma vez que o montante recebido já é função de uma análise do tipo de empresa.

3 Metodologia

A metodologia que seguiremos, será a proposta por Cerulli (2015). Vamos considerar dois diferentes, e exclusivos, potenciais resultados: um referente a unidade i quando tiver recebido o FNE (tratamento), y_{1i} , e um referente à mesma unidade quando não recebeu o FNE (controle), y_{0i} .

Assumiremos w como um indicador de tratamento, no qual assume valor 1 para unidades tratadas e 0 para as não tratadas, e definimos $X_i = (x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}, x_{4i}, \dots, x_{Mi})$ como um vetor linha de M características observáveis e exógenas por unidade.

Tais características referem-se as variáveis explicativas utilizadas no modelo, como tempo de empresa, idade média dos funcionários, nível de escolaridade, dentre outras, no qual N corresponde ao número total de unidades, N_1 é o número de unidades tratadas e N_0 o número de unidades não tratadas, com $N = N_1 + N_0 = 1794 + 7581 = 9375$.

Dado que as variáveis de cofatores influenciam tanto a variável dependente como a variável explicativa, faremos $g_1(x)$ e $g_0(x)$ as unidades responsáveis pelo vetor dessas covariáveis de x quando a unidade é tratada ou não tratada. Adicionalmente, supomos μ_1 e μ_0 como dois escalares e e_1 e e_0 como duas variáveis aleatórias com média incondicional igual a zero e variância constante.

Por fim, definiremos t_i , que assume valores dentro de um intervalo contínuo $[0, 100]$, como o indicador de tratamento contínuo, e $h(t_i)$ como uma função derivável de t_i . Com o intuito de simplificar as notações, iremos dispensar o uso do subscrito i quando formos definir quantidades e relações populacionais.

O modelo assume, então, a seguinte forma:

$$\begin{cases} w = 1 \rightarrow y_1 = \mu_1 + g_1(x) + h(t) + e_1 \\ w = 0 \rightarrow y_0 = \mu_0 + g_0(x) + h(t) + e_0 \end{cases} \quad (1)$$

sendo:

$$\begin{cases} h(t) = 0 & \text{se } w = 0 \\ h(t) \neq 0 & \text{se } w = 1 \end{cases}$$

Ou seja, a função $h(t)$ é diferente de 0 apenas quando a empresa fizer parte do grupo de tratadas, ou seja, ter recebido o FNE. Assim, podemos definir os parâmetros causais de interesse. Logo, definindo o Efeito do Tratamento (TE) como $TE = (y_1 - y_0)$, definimos os parâmetros causais de interesse como os Efeitos Médios de Tratamento (ATE's) da população condicionais a x e t , ou seja:

$$\begin{aligned} ATE(X, t) &= E(y_1 - y_0 | X, t) \\ ATET(X, t > 0) &= E(y_1 - y_0 | X, t > 0) \\ ATENT(X, t = 0) &= E(y_1 - y_0 | X, t = 0) \end{aligned} \quad (2)$$

sendo:

ATE = média global de TE ;

$ATET$ = média de TE em unidades tratadas; e

$ATENT$ = média de TE em unidades não tratadas.

Logo, pela Lei das Expectativas Iteradas podemos encontrar os ATE's incondicionais da população:

$$\begin{aligned} ATE &= E_{(x,t)}\{ATE(X, t)\} \\ ATE &= E_{(x,t>0)}\{ATE(X, t > 0)\} \\ ATE &= E_{(x,t=0)}\{ATE(X, t = 0)\} \end{aligned} \quad (3)$$

No qual $E_z(\cdot)$ identifica o operador média que foi assumido pelo suporte de um vetor genérico de variáveis z . Assumindo uma forma paramétrica linear nos

parâmetros como definimos o Efeito Médio do Tratamento (*Average Treatment Effect* - ATE) condicional a x e t como:

$$\begin{aligned} ATE(x; t) = E(y_1 - y_0 | x, t) &= \begin{cases} (\mu_1 - \mu_0) + x(\delta_1 - \delta_0) + h(t) & \text{se } t > 0 \\ (\mu_1 - \mu_0) + x(\delta_1 - \delta_0) & \text{se } t = 0 \end{cases} \\ &= \begin{cases} \mu + x\delta + h(t) & \text{se } t > 0 \\ \mu + x\delta & \text{se } t = 0 \end{cases} \end{aligned}$$

Assim, teremos:

$$\begin{aligned} ATE(x, t, w) &= \begin{cases} ATE(x, t > 0) & \text{se } w = 1 \\ ATE(x, t = 0) & \text{se } w = 0 \end{cases} \\ &= I(t > 0)[\mu + x\delta + h(t)]I(t = 0)[\mu + x\delta] \\ &= w \cdot [\mu + x\delta + h(t)] + (1 - w) \cdot [\mu + x\delta] \end{aligned}$$

No qual $\mu = (\mu_1 - \mu_0)$ e $\delta = (\delta_1 - \delta_0)$. O Efeito Médio do Tratamento não condicionado relativo ao modelo (1) pode ser encontrado pela média em (x, t, w) , logo:

$$ATE = p(w = 1)(\mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0}) + p(w = 0)(\mu + \bar{x}_{t=0}\delta)$$

No qual $p(\cdot)$ é a probabilidade e $\bar{h}_{t>0}$ é a média da função resposta com $t > 0$. Pela Lei das Expectativas Iteradas, $ATE = p(w = 1) \cdot ATET + p(w = 0) \cdot ATENT$, podemos obter a última linha da fórmula anterior:

$$\begin{cases} ATE = p(w = 1)(\mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0}) + p(w = 0)(\mu + \bar{x}_{t=0}\delta) \\ ATET = \mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0} \\ ATENT = \mu + \bar{x}_{t=0}\delta \end{cases} \quad (4)$$

Após algumas manipulações algébricas, teremos:

$$\begin{aligned} ATE(x, t, w) &= w \cdot [ATE + (x_{t>0} - \bar{x}_{t>0})\delta + (h(t) - \bar{h}_{t>0})] \\ &\quad + (1 - w) \cdot [ATENT + (x_{t=0} - \bar{x}_{t>0})\delta] \end{aligned}$$

$$\begin{cases} ATET(x, t) = ATE(x, t, w = 1) = ATET + (x_{t>0} - \bar{x}_{t>0})\delta + (h(t) - \bar{h}_{t>0}) \\ ATE(x, t) = ATE(x, t, w = 0) = ATENT + (x_{t=0} - \bar{x}_{t=0})\delta \end{cases}$$

$$\begin{cases} ATET = \mu + \bar{x}_{t>0}\delta + \bar{h}_{t>0} \\ ATENT = \mu + \bar{x}_{t=0}\delta \end{cases}$$

Podemos definir a Função Dose-Resposta (FDR) por meio da média $ATE(x, t)$ em x :

$$ATE(t, w) = E_x\{ATE(x, t, w)\} = w \cdot [ATET + h(t) - \bar{h}_{t>0}] + (1 - w) \cdot ATENT$$

Logo:

$$ATE(t) = \begin{cases} ATET + (h(t) - \bar{h}_{t>0}) & \text{se } t > 0 \\ ATENT & \text{se } t = 0 \end{cases} \quad (5)$$

A estimação de (5) é a principal proposta de [Cerulli \(2015\)](#).

3.1 Estimação sob a hipótese de *Unconfoundedness*

Começamos assumindo a falta de confiança (*unconfoundedness*) ou a independência da média condicional (CMI), mostrando que é suficiente para fornecer uma estimativa consistente dos parâmetros.

A hipótese de *unconfoundedness* afirma que a depender do conhecimento dos verdadeiros fatores exógenos a X , as condições para a aleatoriedade são restauradas e os parâmetros causais tornam-se identificáveis.

Dado o conjunto de variáveis aleatórias $\{y_{0i}, y_{1i}, y_i, w_i, t_i\}$, conforme definido acima, a *unconfoundedness* (ou CMI) implica nesse caso específico que:

$$E(y_{ji}|w_i, t_i, x_i) = E(y_{ji}|x_i) \text{ com } j = \{0, 1\}$$

Vale ressaltar que, a partir do modelo de resultado potencial, o resultado observável é $y = y_0 + w(y_1 - y_0)$ é:

$$y = \mu_0 + w[(\mu_1 - \mu_0) + \bar{x}\delta + \bar{h}] + \bar{x}\delta_0 + w(h(t) - \bar{h}) + e_0 + w(e_1 - e_0) \quad (6)$$

Então, assumindo a independência da média condicional, a saber, dado que as variáveis observáveis x , w e t são exógenas em (6), e sabendo que CMI é condição suficiente para identificar os ATEs e a Função Dose-Resposta (DRF). Logo, podemos reescrever como:

$$E(y|x, w, t) = \mu_0 + x\delta_0 + w \underbrace{[(\mu_1 - \mu_0) + \bar{x}\delta + \bar{h}]}_{ATE} + w[x - \bar{x}]\delta + w[h(t) - \bar{h}]$$

Com algumas manipulações algébricas, [Cerulli \(2015\)](#) demonstra em seu artigo que:

$$ATE = (\mu_1 - \mu_0) + \bar{x}\delta + \bar{h}$$

Isso leva a estimativa da seguinte equação:

$$E(y|x, w, t) = \mu_0 + x\delta_0 + wATE + w[x - \bar{x}]\delta + w[h(t) - \bar{h}] \quad (7)$$

No qual o termo $[h(t) - \bar{h}]$ pode ser estimado por regressão polinomial.

Assim, os estimadores podem ser estimados de maneira consistente via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Feito isso, podemos estimar o ATE diretamente a partir da mesma regressão, enquanto a estimativa do ATET, ATENT e DRF são feitos conectando os parâmetros básicos estimados em (4) e (5). Como os parâmetros são funções de estimativas consistentes, os próprios também o serão. Os erros padrão para ATET e ATENT podem ser obtidos corretamente via *bootstrap* (ver [Wooldridge \(1997, p. 911-919\)](#)).

Por fim, para completarmos a identificação dos ATEs e da função dose-resposta, nós finalmente assumimos uma forma paramétrica de grau m para $h(t)$:

$$h(t_i) = \lambda_1 t_i + \lambda_2 t_i^2 + \lambda_3 t_i^3 + \dots + \lambda_m t_i^m$$

No qual $\lambda_i (i = 1, \dots, m)$ então entre os parâmetros a serem estimados em (7).

Durante o estudo, foram testadas formas funcionais para o nosso tratamento, como linear, quadrática e de quarta ordem, porém a forma cúbica foi a que apresentou melhores resultados (Tahmooresnejad, 2019):

$$h(t) = at + bt^2 + ct^3$$

Logo, por (7), teremos:

$$E(y|x, w, t) = \mu_0 + x\delta_0 + wATE + w[x - \bar{x}]\delta + a[t - E(t)]w + b[t^2 - E(t^2)]w + c[t^3 - E(t^3)]w \quad (8)$$

Sob a hipótese de *unconfoundedness*, uma estimação via MQO leva a estimativas consistentes dos parâmetros. E, então, a Função Dose-Resposta é estimada por:

$$\begin{aligned} \hat{ATE}(t_i) = w[AT\hat{E}T + \hat{a}\left(t_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i\right) + \hat{b}\left(t_i^2 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i^2\right) + \hat{c}\left(t_i^3 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i^3\right)] \\ + (1-w)AT\hat{E}NT \quad (9) \end{aligned}$$

O gráfico da curva $\hat{ATE}(t_i)_{t_i > 0}$ como função de t , retorna a forma da DRF. Além disso, para cada nível de dose t , também é possível calcular um intervalo de confiança em torno da curva dose-resposta. De fato, por definição $T_1 = t - E(t)$, $T_2 = t^2 - E(t^2)$ e $T_3 = t^3 - E(t^3)$, e o erro padrão da DRF:

$$\hat{\sigma}_{\hat{ATE}(t)} = (T_1^2 \hat{\sigma}_a^2 + T_2^2 \hat{\sigma}_b^2 + T_3^2 \hat{\sigma}_c^2 + 2T_1 T_2 \hat{\sigma}_{a,b} + 2T_1 T_3 \hat{\sigma}_{a,c} + 2T_2 T_3 \hat{\sigma}_{b,c})^{\frac{1}{2}}$$

O intervalo de confiança α de $\hat{ATE}(t)$ é dado por:

$$\left\{ \hat{ATE}(t) \pm Z_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\hat{ATE}(t)} \right\}$$

Que pode ser plotado ao longo da curva dose-resposta para detectar visualmente a significância estatística do TE ao longo do nível do financiamento (FNE) recebido pela firma.

3.2 Estimação da Função Dose-Resposta sob a hipótese de Endogeneidade

O objetivo aqui é exatamente a de mitigar um problema comum em avaliações de políticas, que é a presença do viés de seleção ocasionado pelo fato das escolhas das empresas beneficiadas de uma determinada política não serem feitas de maneira aleatória. Então, quando w (e por conseguinte t) são endógenos (a hipótese da Independência da Média Condicional não se sustenta) o MQO torna-se enviesado. No entanto, um procedimento de estimativa com o uso de variáveis instrumentais (*Instrumental Variables – IV*) pode ser implementado para restaurar a consistência.

$$y = \mu_0 + x\delta_0 + wATE + w[x - \hat{x}]\delta + b[t^2 - E(t^2)]w + c[t^3 - E(t^3)]w_3 + \epsilon$$

$$w = \begin{cases} 1 & \text{se } w^* > 0 \\ 0 & \text{se } w^* \leq 0 \end{cases}$$

$$t = \begin{cases} t' & \text{se } w^* > 0 \\ t^* & \text{se } w^* \leq 0 \end{cases}$$

Como definimos, $T_1 = t - E(t)$, $T_2 = t^2 - E(t^2)$ e $T_3 = t^3 - E(t^3)$ o modelo anterior pode ser reescrito como:

$$y = \mu_0 + X_i\delta_0 + w_iATE + w_i[x_i - \bar{x}]\delta + w_iT_{1i} + bw_iT_{2i} + cw_iT_{3i} + \eta_i \quad (10)$$

$$w_i^* = X_{w,i}\beta_w + \epsilon_{w,i} \quad (11)$$

$$t_i' = X_{t,i}\beta_t + \epsilon_{t,i} \quad (12)$$

Sendo:

w_i^* representa a contraparte latente não observável da variável binária w_i ; t é totalmente observado somente quando $w = 1$; caso contrário, não será observado (e será igual a zero). $X_{w,i}$ e $X_{t,i}$ são dois conjuntos de regressores exógenos; $\epsilon_{w,i}$, $\epsilon_{t,i}$ e η_i são os termos de erro e devem ser livremente correlacionados entre si com média incondicional igual a zero.

A equação de seleção, (11), define a regressão que explica o indicador do benefício. O vetor de covariáveis $X_{w,i}$ define o critério de seleção usado para definir os grupos tratados e não tratados. No caso específico da concessão do FNE, temos o *rating* das empresas; o vetor de covariáveis $X_{t,i}$ compreende as variáveis exógenas consideradas como determinantes no nível de tratamento. Por fim, temos em (12) a equação do nível de tratamento, que define como o nível de tratamento é decidido e, então, considera apenas as unidades elegíveis para o tratamento.

Conforme já reportado ao longo do artigo, a função dose-resposta proposta por Cerulli (2015) possui vantagens teóricas sobre as demais abordagens observadas na literatura. Visto que o tema de análise consiste na avaliação do efeito da linha de crédito empresarial do FNE sobre o mercado de trabalho em nível de empresas, a existência de endogeneidade no modelo pode ser decorrente tanto em função da oferta quanto da demanda por crédito.

Em relação ao primeiro efeito, os critérios de elegibilidade fazem com que o volume de financiamento disponibilizado pelo Banco do Nordeste potencialmente esteja correlacionado as condições de mercado da empresa, de maneira que o nível do tratamento será correlacionado ao potencial de crescimento da empresa. Por outro lado, visto que a procura pela linha de financiamento é função de uma decisão voluntária por parte do empreendedor, a tendência é de que exista um processo de autoseleção na demanda por crédito, de modo que o grupo de tratamento seja composto por empresas mais bem geridas, na média.

Então, partindo do pressuposto de que o banco operador da política aprova os pedidos de empréstimos as empresas com maiores *rating* de crédito, o grupo formado pelas empresas beneficiadas (grupo de tratamento) pode ter algum viés nas estimativas dos impactos dos fundos constitucionais de financiamento e, esse viés seria em favor do efeito positivo do FNE. Diante disso, nossa abordagem propõe que sejam adicionadas duas variáveis instrumentais, uma relacionada ao recebimento ou não do tratamento e outra relacionada à intensidade do tratamento, com a exigência de que ambas não sejam correlacionadas à variável de resposta, objetivando tornar a especificação robusta à presença de endogeneidade.

Assim, para o caso binário, utilizamos a presença de agências do BNB no município, que é uma variável que se relaciona ao recebimento ou não do FNE, e que não tem correlação com as variáveis resposta. Tal subterfúgio segue o mesmo utilizado por [Irfi, Araújo e Bastos \(2016\)](#), que a justificaram como um instrumento adequado, devido à escolha de localização dessa variável ser uma decisão não apenas econômica, mas também política. Para o caso contínuo, utiliza-se como instrumento o tamanho da empresa, expresso pelo número de funcionários que ela possui, no qual essa variável está associada ao tamanho do financiamento (nível de tratamento).

4 Base de dados

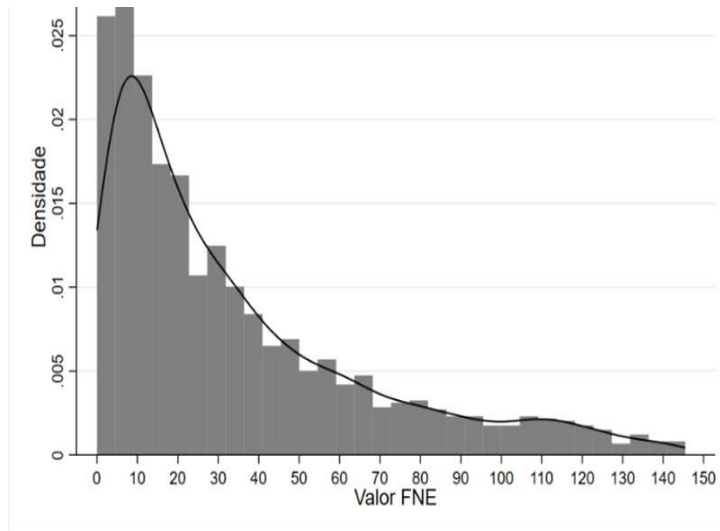
Com o objetivo de analisar os impactos do FNE sobre as empresas formais beneficiadas do Nordeste, utilizou-se a junção de duas bases de dados, uma que contempla os clientes do BNB que receberam o FNE e outra as empresas registradas na RAIS. Utilizando-se o Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) das empresas foi possível distinguir as empresas que receberam e não receberam financiamento anualmente, formando assim os grupos de tratamento e controle, respectivamente. Adicionalmente, foi feito um novo cruzamento de informações, para identificar o número de agências do BNB presentes nos municípios nos quais as empresas estão estabelecidas.

A variável de tratamento FNE é representada por uma dummy em que 1 indica se a firma recebeu o empréstimo e 0 (zero) se ela não foi beneficiada. Definido o grupo de controle e o grupo de tratamento, utilizaremos a estratégia seguida por [Cerulli \(2015\)](#), na qual foi utilizada uma variável contínua do valor do empréstimo recebido que foi transformado em índice variando de 0 (ausência de tratamento) a 100 (nível máximo de tratamento).

A amostra de dados levantada para o presente estudo é composta por 9375 empresas situadas na região de atuação do BNB, no período de 5 anos (2004 a 2008), dentre as quais somente 1794 tiveram acesso ao FNE, restando, portanto, 7581 empresas não tratadas, ou 80,86% da amostra total.

Uma importante questão em estudos empíricos considerando tratamento contínuo diz respeito ao ajuste da análise em relação as unidades não tratadas. A especificação da função dose-resposta proposta por [Hirano e Imbens \(2004\)](#) exclui as unidades que não recebem o tratamento em questão, o que acarreta perda de importantes informações no caso em que as mesmas representam expressiva parcela da população em questão ([CHABE-FERRET, 2010](#)).

Outra restrição relevante na função dose-resposta de [Hirano e Imbens \(2004\)](#) é a necessidade de adoção de uma forma paramétrica para a distribuição do tratamento. A especificação original proposta pelos autores, estima

Figura 1: Distribuição de Densidade do Tratamento

Fonte: Elaborado própria.

o escore de propensão generalizado por OLS, assumindo que o tratamento segue uma distribuição normal.

A Figura 1 reporta o histograma e a curva de densidade de kernel da razão entre o empréstimo obtido e a massa salarial da empresa no período pré-tratamento, considerando somente as empresas que acessaram ao crédito disponibilizado pelo FNE. Note que a densidade de empréstimos possui um pico na cauda inferior da distribuição, com coeficiente de assimetria positiva (1,332) e caudas mais pesadas que a distribuição normal (curtose = 4,062). O teste de Shapiro-Wilk rejeita a hipótese nula de que o tratamento segue uma distribuição normal.

Especificações alternativas da função dose-resposta, apresentadas em [Bia e Mattei \(2008\)](#), relaxam a hipótese de normalidade da distribuição do tratamento ao propor a estimação do escore de propensão generalizado por GLM, permitindo o uso de distribuições da família exponencial. No entanto, a especificação ajustada ainda requer a exclusão de observações que não receberam o tratamento.

Diante dessas circunstâncias, a abordagem de [Cerulli \(2015\)](#) apresenta-se mais apropriada ao presente problema, na medida em que a proposta utiliza uma forma paramétrica com separabilidade aditiva para os resultados potenciais, a mesma é robusta a presença unidades não tratadas na amostra de dados.

A Tabela 1 reporta a descrição das variáveis utilizadas, enquanto na Tabela 2 encontram-se as estatísticas descritivas deste conjunto de variáveis. Duas variáveis dependentes foram utilizadas na avaliação: a variação do emprego e a variação da massa salarial; e as variáveis de controle são: número de empregados, o nível educacional e a idade média dos empregados, o setor econômico do qual a empresa pertence (indústria, construção civil, agropecuária, comércio ou serviços), renda per capita do município onde se localiza a empresa (ano 2004) e dummy para o Estado do Ceará.

Com referência às variáveis dependentes, vale destacar que as empresas

Tabela 1: Descrição das Variáveis do Modelo

Variável	Descrição	Fonte
Variáveis Dependentes		
Emprego	Indica a taxa de crescimento do Emprego	RAIS
Massa Salarial	Indica a taxa de crescimento da Massa Salarial	RAIS
Variáveis de Tratamento		
FNE	Caso binário: indica se a empresa faz parte do grupo de tratamento (1), caso contrário (0)	RAIS
VFNE	Caso Contínuo: Indica o nível de tratamento recebido, variando de 0 a 100.	RAIS
Variáveis Controle		
Salário Médio	Indica salário médio dos Funcionários	RAIS
Idade Média	Indica a idade média dos Funcionários	RAIS
Ensino Fundamental	Indica o nível de funcionários que completaram o Ensino Fundamental.	RAIS
Ensino Médio	Indica o nível de funcionários que completaram o Ensino Médio.	RAIS
Ensino Superior	Indica o nível de funcionários que completaram o Ensino Superior.	RAIS
Ceará	Dummy: indica se a empresa se localiza no Ceará.	RAIS
Agropecuária	Dummy: Setor de atuação da empresa	RAIS
Comércio	Dummy: Setor de atuação da empresa	RAIS
Construção Civil	Dummy: Setor de atuação da empresa	RAIS
Indústria	Dummy: Setor de atuação da empresa	RAIS
Serviços	Dummy: Setor de atuação da empresa	RAIS
Outros	Dummy: Setor de atuação da empresa	RAIS
Per capita 2004	Indica a renda per capita do município onde se localiza a empresa	IPEADATA

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas das variáveis em nível de empresas, por grupo

	Tratados		Controle		Razão das Médias
	Média	Desv Pad	Média	Desv Pad	
variação emprego	1,485	(9,898)	0,579	(3,402)	2,57
variação massa salarial	191,007	(937,556)	117,816	(760,137)	1,62
salário médio func	389,845	(363,528)	393,845	(420,362)	0,99
idade média func	30,630	(5,559)	32,802	(7,419)	0,93
p_fundamental_fn1	27,537	(29,156)	26,200	(33,376)	1,05
p_medio_fn1	49,038	(35,914)	49,190	(39,537)	1,00
p_superior_fn1	7,252	(18,691)	7,291	(19,734)	0,99
dce_fn1	0,208	(0,406)	0,151	(0,358)	1,38
tempresa_fn1	71,358	(81,979)	75,763	(85,621)	0,94
Agrop	0,074	(0,262)	0,071	(0,258)	1,04
Comércio	0,371	(0,483)	0,418	(0,493)	0,89
const civil	0,016	(0,126)	0,021	(0,142)	0,79
Indústria	0,313	(0,464)	0,090	(0,286)	3,48
Serviços	0,211	(0,408)	0,372	(0,483)	0,57
Outros	0,014	(0,120)	0,028	(0,165)	0,52
PIB per capita 2004	3956,547	(3589,448)	4478,527	(4348,751)	0,88

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 3: Teste de endogeneidade e força dos instrumentos (BNB)

Durbin_Wu_Hausman	Teste de endogeneidade (Crescimento do Emprego)		Teste de endogeneidade (Variação da Massa Salarial)	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Robust score χ^2	5,145	0,023	3,611	0,057
Robust regression F	5,133	0,023	3,602	0,057
Teste de força dos instrumentos				
Eq. 1º estágio				
Partial R-sq.	0,0025		0,0025	
Prob > F	23,858	0,0000	23,857	0,0000
Teste Montiel-Pflueger robusto de instrumentos fracos				
F calculado a 10%		23,858		23,857
Valor crítico 10%		23,109		23,109

Tabela 4: Teste de endogeneidade e força dos instrumentos (Tamanho da Empresa)

Durbin_Wu_Hausman	Teste de endogeneidade (Crescimento do Emprego)		Teste de endogeneidade (Variação da Massa Salarial)	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Robust score χ^2	20,278	0,0000	5,605	0,017
Robust regression F	20,265	0,0000	5,593	0,017
Teste de força dos instrumentos				
Eq. 1º estágio				
Partial R-sq.	0,0019		0,0019	
Prob > F	17,729	0,0000	17,729	0,0000
Teste Montiel-Pflueger robusto de instrumentos fracos				
F calculado a 10%		17,729		17,729
Valor crítico 10%		15,062		15,062

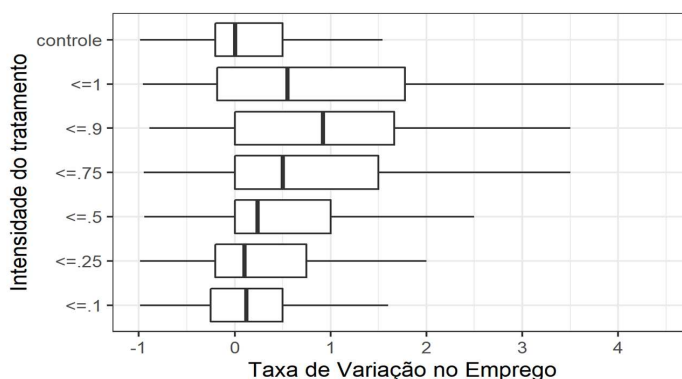
que acessaram ao FNE apresentaram maior taxa de crescimento tanto segundo o estoque de empregos quanto de acordo com a massa salarial. Destaca-se que as empresas tratadas estão mais concentradas nos setores de comércio e industrial, enquanto as empresas do grupo de controle estão relativamente mais inseridas nos setores de comércio e de serviços.

Ressalta-se que detalhes adicionais sobre essas bases de dados podem ser encontrados em [Soares, Sousa e Pereira Neto \(2009\)](#) tendo em vista que o presente estudo fez uso da mesma base de dados, nesse caso, utilizando-se uma diferente abordagem econométrica.

4.1 Análise de Robustez das Variáveis Instrumentais

O teste de endogeneidade Durbin-Wu-Hausman tem como hipótese nula a exogeneidade do número de metodologias aderidas pela escola. Para avaliar a força do instrumento “complexidade da escola”, realizam-se ainda os testes de R quadrado parcial, significância F da regressão parcial de primeiro estágio e o teste robusto Weakivtest com hipótese nula de instrumentos fracos de [Pflueger e Wang \(2015\)](#), como mostra a Tabela 3.

O teste de Durbin-Wu-Hausman rejeita a hipótese de exogeneidade da participação do programa a 5% e a 10% de significância (crescimento do emprego e variação da massa salarial, respectivamente). Quando analisamos o valor do

Figura 2: Dose do Tratamento X Variação no Emprego

FNE, também rejeitamos a hipótese de exogeneidade ao nível de 1% e 5% (crescimento do emprego e variação da massa salarial, respectivamente). O teste de primeiro estágio rejeita a hipótese de que os instrumentos teriam efeito nulo. A estatística robusta do teste Weakivtest confirma a consistência das variáveis no modelo. O resultado rejeita a hipótese de instrumentos fracos a 10% de significância. Os testes validam a variável instrumental e a força dos instrumentos para níveis aceitáveis de significância estatística.

5 Resultados

5.1 Função Dose-Resposta - Taxa de Variação de Empregados

Esta seção avalia o efeito dos desembolsos do FNE sobre o crescimento do número vínculos aportados pelas empresas durante o período em análise. A Figura 2 mostra o box-plot relacionado a taxa de crescimento no número de empregos em nível de firmas e a razão entre o volume de recursos aportados via FNE e o total de empregados pré-tratamento.

Verifica-se um elevado grau de variação na taxa de crescimento do número de empregados dentro das categorias, indicando uma forte assimetria no crescimento físico das empresas intragrupos. Em particular, empresas que receberam algum nível de financiamento do FNE apresentam quartis e valor médio superiores do que o observado em firmas que não acessaram ao programa de financiamento. Destaca-se que dentro do grupo de tratados há um ponto de máximo na evolução da variável de resposta no intervalo dos percentis 0,70-0,90, denotando que os ganhos decorrentes da absorção de crédito são não lineares.

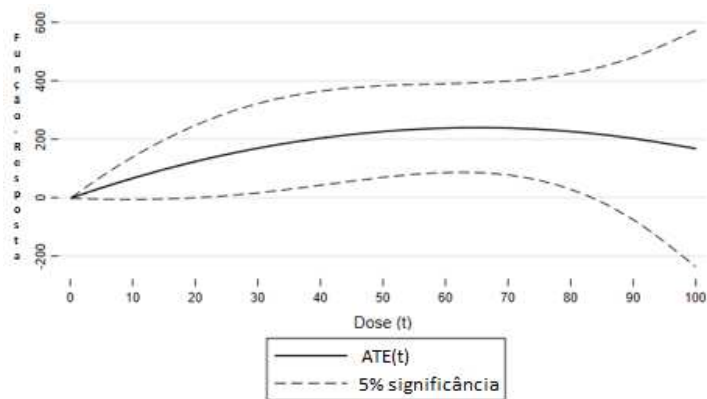
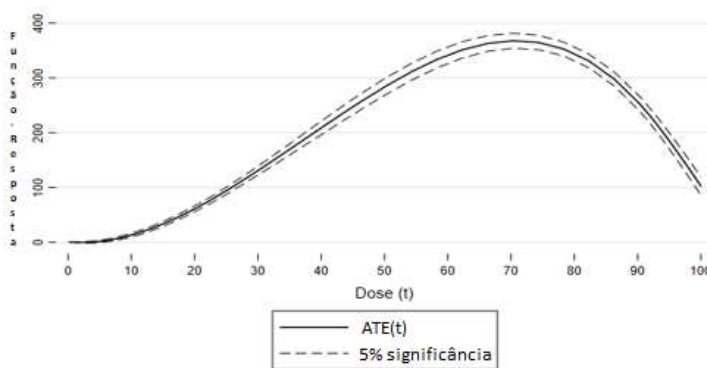
A Tabela 5 reporta os resultados das estimações da função dose-resposta considerando a abordagem de Mínimos Quadrados Ordinários e de Variáveis Instrumentais em dois estágios, a qual considera a presença de endogeneidade na estrutura de estimação.

Conforme pode ser observado, os coeficientes estimados apresentam diferenças não triviais tanto em termos de intensidade quanto em termos de direção, indicando que a presença de endogeneidade torna os coeficientes estimados por MQO viesados. Os resultados estimados indicam efeito significativo, ao nível de 1%, da variável binária referente ao tratamento sobre

Tabela 5: Resultados da Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Variáveis Instrumentais (IV) – Crescimento do Emprego

	(1) OLS	(2) IV
Tratamento	0,392*** (0,133)	-2,886 (3,360)
Salário médio	0,002*** (0,000)	-0,001 (0,001)
Idade Média	0,010 (0,008)	0,003 (0,032)
Ensino Fundamental	0,002 (0,002)	-0,012 (0,008)
Ensino Médio	0,003 (0,002)	-0,009 (0,007)
Ensino Superior	0,015*** (0,003)	-0,021 (0,014)
Ceará (Dummy)	-0,250* (0,128)	-0,382 (0,398)
Agropecuária	-0,234 (0,373)	-0,650 (1,167)
Comércio	-0,294 (0,332)	4,498*** (1,480)
Construção Civil	2,046*** (0,464)	4,754*** (1,452)
Indústria	0,354 (0,346)	4,278*** (1,608)
Serviços	-0,277 (0,326)	4,146*** (1,429)
PIB per capita (2004)	2,14e - 05* (0,000)	0,000 (0,000)
Tw_1	0,274*** (0,844)	22,988*** (5,472)
Tw_2	-0,018*** (0,001)	-0,249*** (0,076)
Constante	0,436 (0,481)	-4,230* (2,204)
Dummies Temporais	Sim	Sim
Observações	9375	9375
R ² ajustado	0,273	

Fonte: Elaboração própria.

Figura 3: Função Dose-Resposta para Crescimento do Emprego (MQO)**Figura 4:** Função Dose-Resposta para o Crescimento do Emprego sob Hipótese de Endogeneidade (IV)

a variável de resposta somente no caso em que a endogeneidade é negligenciada, indicando a presença de autosseleção nos componentes de demanda e oferta de crédito.

A análise denota assimetria do incremento dos vínculos empregatícios em termos intersetoriais, reportando que empresas do setor de comércio, serviços, indústria e construção civil apresentaram um maior incremento do que os demais setores. Nossa estimação calcula o Efeito de Tratamento Médio (ATE) dado o nível de tratamento para a estimativa da função dose-resposta. Como exposto, esse modelo precisa definir o nível de tratamento ou dose em uma faixa de valores entre 0 e 100, na qual o valor 0 especifica o nível de tratamento em unidades não tratadas e a dose máxima é 100.

As linhas sólidas nas Figuras 3 e 4 mostram o efeito das linhas de crédito do FNE sobre o incremento de empregos em nível de empresas. Além disso, evidenciam a presença de retornos marginais decrescentes, no qual vemos uma trajetória semelhante à uma curva *U invertida* nas duas especificações, com o ponto de máximo no modelo OLS mais à direita que o ponto de máximo no modelo IV e, sugerindo que a aceleração do número de vínculos em termos do financiamento apresenta um grau de exaustão em torno do nível de

50% e 75% em relação ao valor máximo financiado. Ressalta-se, também, que quando a função cruza o zero, o efeito do tratamento torna-se não significativo além desse ponto.

O modelo OLS apresentou um ponto de máximo na dosagem correspondente a 70% do valor máximo financiado e, apresentou um impacto médio de 133,94% sobre o crescimento do emprego. Para o modelo IV, no qual a endogeneidade é corrigida, vemos um ponto de máximo mais precoce (50%) e um impacto médio maior, correspondente a 357,54%. Vale ressaltar, que os coeficientes relacionados à relação entre a intensidade do tratamento e a variável de resposta foram estatisticamente significantes em todos os casos, confirmando o grau de adequabilidade da forma semiparamétrica adotada em ambos.

Em termos gerais, segundo o modelo em dois estágios, o efeito do programa de financiamento deixa de ser significativo do ponto de vista estatístico no extremo superior da distribuição, indicando que um limite superior para a efetividade do programa de financiamento à atividade econômica na região nordeste.

Nessa linha, pode-se caracterizar que o incremento inicial na capacidade de investimento das empresas via FNE fornece um incentivo à ampliação das atividades econômicas realizadas, implicando em uma expansão do grau de produtividade das firmas designadas. No estrato inferior da distribuição o impacto se dá pela mitigação das restrições de crédito enfrentadas pelas firmas, enquanto os efeitos subsequentes são potencialmente decorrentes de economias de escala, em especial no setor industrial, que contempla a maior parcela das unidades tratadas. No entanto, a partir de um certo limiar o efeito sobre a expansão da atividade produtiva torna-se nula, provavelmente em decorrência das fricções de mercado de curto prazo.

5.2 Variação da Massa Salarial

Além da dinâmica do emprego, a massa salarial é outro indicador importante para avaliar o efeito do programa FNE sobre a geração de renda das atividades econômicas das empresas financiadas.

A Figura 5 denota uma tendência de aumento nos quartis e na média da variação salarial em função tanto do tratamento quanto da intensidade do mesmo. No entanto, cabe destacar que o grau de volatilidade, mensurado pela distância interquartis e limites inferior e superior, também aumenta na medida em função da intensidade do tratamento, com exceção da variação salarial para as empresas no intervalo de percentis (75,90], no qual o grau de incerteza quanto à variação salarial é menor.

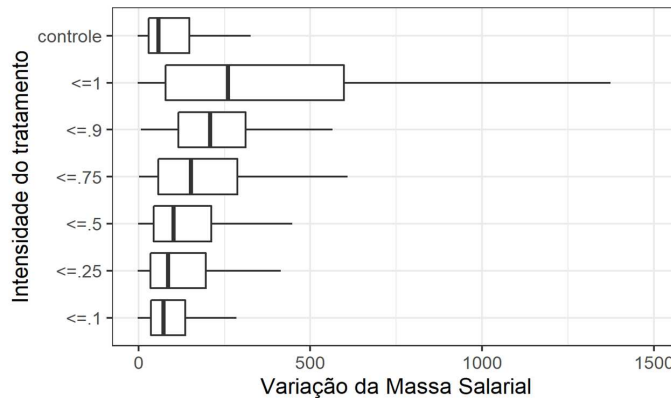
Com relação às especificações estimadas considerando a variação da massa salarial como variável de resposta, as evidências novamente sugerem endogeneidade na seleção dos tratados. Note que a variável binária de tratamento apresenta efeito positivo e estatisticamente significativo, ao nível de 5%, somente na especificação por OLS.

O resultado reforça a presença de autosseleção, na medida em que características não observadas, como o grau de esforço e habilidades inatas dos gestores das empresas, tendem a afetar tanto a decisão de contratação do FNE quanto o crescimento da empresa e a variação da massa salarial, consequentemente.

Tabela 6: Resultados da Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e Variáveis Instrumentais (IV) – Variação da Massa Salarial

	(1) MQO	(2) IV
Tratamento	0,636** (0,283)	-1,842 (2,681)
Número de empregados	3,546 (0,000)	0,000 (0,000)
Salário médio	-0,0004*** (0,0002)	-0,0009* (0,0005)
Idade Média	-0,23 (0,162)	-0,037 (0,254)
Tempo de Empresa	-0,008*** (0,001)	-0,003 (0,003)
Ensino Fundamental	0,001 (0,004)	-0,021 (0,006)
Ensino Médio	0,005 (0,004)	0,002 (0,005)
Ensino Superior	0,013** (0,006)	0,008 (0,113)
Ceará (Dummy)	-0,531* (0,273)	-0,615* (0,317)
Agropecuária	-3,636*** (0,812)	-4,440*** (1,104)
Comércio	-4,058*** (0,741)	-3,361*** (0,905)
Construção Civil	2,046*** (0,464)	4,754*** (1,452)
Indústria	-3,209*** (0,772)	-2,506** (1,072)
Serviços	-3,390*** (0,739)	-2,891** (0,897)
PIB per capita (2004)	0,00004* (0,000)	0,000 (0,000)
Tw_1	-0,964*** (0,267)	7,481* (4,366)
Tw_2	0,244*** (0,121)	-0,057 (0,603)
Tw_3	-0,002*** (0,000)	
Constante	6,864 (0,000)	6,756*** (0,000)
Dummies Temporais	Sim	Sim
Observações	9375	9375
R ² ajustado	0,166	

Fonte: Elaboração própria.

Figura 5: Dose do Tratamento X Massa Salarial

Segundo os resultados estimados em dois estágios com a adição de variáveis instrumentais para controlar a endogeneidade inerente ao programa, denota-se uma relação negativa do salário médio dos trabalhadores pré-tratamento e a variação da massa salarial. Nesse caso, acredita-se que a política de aumento real do salário-mínimo no período entre 2004 e 2011 exerça maior efeito sobre os rendimentos de trabalhadores no extremo inferior da distribuição salarial, o que explica o maior crescimento da massa salarial nas empresas com menor salário médio pré-tratamento.

Já o setor agropecuário apresentou uma relação negativa com o incremento da massa salarial, enquanto o setor de construção civil possui um efeito positivo sobre a variação da massa salarial relativo aos demais setores. Ainda sobre o setor agropecuário, ele tem apresentado um crescimento de produtividade acima da média nacional nos anos 2000 em decorrência do uso intensivo de novas tecnologias (MENEZES FILHO; CAMPOS; KOMATSU, 2014), no entanto, estudos têm denotado que o incremento na produtividade do trabalho não tem sido plenamente repassado aos salários dos trabalhadores (VICENTE; BAPTISTELLA; FRANCISCO, 2005).

Outro aspecto relevante é a menor sensibilidade dos rendimentos dos trabalhadores no extremo inferior da distribuição em relação ao salário-mínimo no setor agrícola (OLIVEIRA; HOFFMANN, 2015). O método de dose-resposta aponta a variação do efeito conforme o valor do financiamento e, assim como observado sobre a taxa de variação de empregados, o impacto da intensidade do tratamento sobre a variação da massa salarial apresenta uma trajetória não linear.

Podemos observar o ponto de máximo (modelo OLS) sendo atingido um ponto de máximo em torno do percentil 70, o que também superestima o máximo encontrado na especificação estimada em dois estágios com adição de variáveis instrumentais (aproximadamente no percentil 60). O que acarreta as mesmas inferências realizadas anteriormente sobre o impacto no crescimento do emprego. Novamente, o modelo OLS apresenta um ponto de dosagem ótima em um nível de 70% do valor máximo financiado, com um impacto médio de 188,55% sobre o crescimento da massa salarial no período avaliado. Considerando o modelo IV, vemos um ponto ótimo da dose em 60% do valor máximo aportado e um impacto médio de 220,96% sobre a nossa variável resposta.

Figura 6: Função Dose-Resposta para Taxa de crescimento da Massa Salarial (MQO)

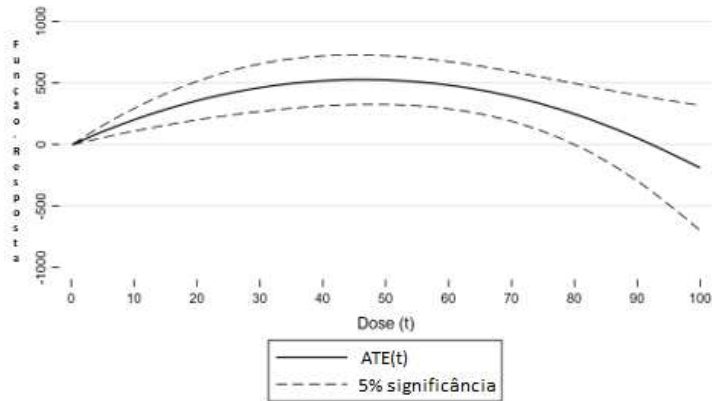
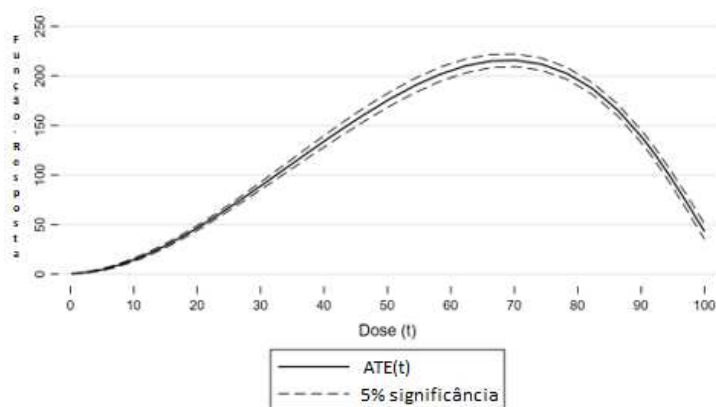


Figura 7: Função Dose-Resposta para a Taxa de Crescimento da Massa Salarial sob Hipótese de Endogeneidade (IV)



Note, também, que a função dose-resposta apresenta bandas mais dilatadas (limites inferior e superior mais distantes do parâmetro estimado) quando se considera a presença de endogeneidade, sugerindo que alto grau de incerteza quanto à não lineariedade da função dose-resposta e, também, resultado do uso de instrumentos, que acabam por adicionar variabilidade à estimação. Novamente, o modelo em dois estágios indica que o efeito do programa de financiamento sobre a variável de resposta deixa de ser significativo no extremo superior da distribuição.

Ressalta-se que, por tratar-se de uma abordagem diferente, o impacto médio, aqui mencionado, é uma média dos impactos (percentil 10 ao 90) ao longo da distribuição, para termos uma noção sobre a magnitude, mas que não são diretamente comparáveis aos impactos médio encontrados em [Soares, Sousa e Pereira Neto \(2009\)](#) e, além disso, assumimos impacto zero onde a Função Dose-Resposta não se mostrou significativa.

Comparativamente, podemos observar, em ambos os casos, que o ponto de dosagem ótima do modelo OLS superestima o ponto ótimo encontrado no

Tabela 7: Impacto do FNE sobre o Crescimento do Emprego

	Média	Impacto Máximo	Ponto de máximo
Soares, Sousa e Pereira Neto (2009)	132,23	-	-
Modelo OLS	133,94	211,56	70%
Modelo IV	357,54	523,21	50%

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8: Impacto do FNE sobre o Crescimento da Massa Salarial

	Média	Impacto Máximo	Ponto de máximo
Soares, Sousa e Pereira Neto (2009)	112,59	-	-
Modelo OLS	188,55	236,33	70%
Modelo IV	220,96	360,29	60%

Fonte: Elaboração própria.

modelo IV, e isso não resulta em um impacto maior sobre o crescimento do emprego e/ou da massa salarial. Provavelmente isso decorre do fato de que nesse modelo não há controle sobre o problema de autosseleção, associando ao FNE, um crescimento que pode, na verdade, ser ocasionado pelo esforço e qualidade da gestão das empresas que buscaram esse financiamento. Assim, é condição necessária o controle da endogeneidade para de fato inferir o papel desses programas de financiamento sobre a economia.

Ressalta-se que, na atual abordagem, há a possibilidade de avaliar a distribuição completa da variável de tratamento, incluindo as unidades que não receberam o tratamento, gerando uma compreensão mais precisa do padrão observado do tratamento.

6 Considerações Finais

Em razão das disparidades socioeconômicas no Brasil, o FNE surge como uma fonte estável de recursos para o financiamento das atividades produtivas, das regiões de sua abrangência, cujo objetivo é reduzir as desigualdades sociais e regionais mediante a democratização de investimentos produtivos que impulsionem o desenvolvimento econômico com a correspondente geração de emprego e renda.

Grande parte dos estudos empíricos sobre os efeitos dos fundos constitucionais, como o FNE, assumem o caráter binário da variável de tratamento, ou seja, dividem os grupos baseando-se em quem recebeu ou não o empréstimo. No entanto, ao analisarmos as empresas beneficiadas, parece relevante avaliarmos essa intervenção com um caráter contínuo, isto é, em muitos contextos não é apenas o *status* do tratamento binário que importa, mas também o nível de exposição (tamanho do investimento) fornecido por um órgão público. Além disso, os poucos estudos, nessa área, que consideram a variável de tratamento como contínuo, esbarram no problema de endogeneidade do modelo, seja ele fruto da oferta ou da demanda por crédito.

O estudo em tela faz uso da mesma base de dados utilizada em Soares,

Sousa e Pereira Neto (2009), como uma forma de comparar e complementar sua análise. O objetivo proposto no estudo citado, é o de analisar o impacto do FNE sobre o crescimento do emprego e da massa salarial das empresas beneficiadas. No entanto, diferentemente do trabalho anterior, que utiliza o PSM como estratégia econométrica, é estimada uma função dose-resposta para verificar os microfefeitos do FNE, sobre as mesmas variáveis resposta, porém com a possibilidade de investigar os efeitos heterogêneos do tratamento.

A utilização desse método, é de fundamental relevância para entender os efeitos dos Fundos Constitucionais, já que os estudos anteriores, que utilizam microdados, consideraram apenas o aspecto dicotômico do tratamento sem levar em conta a sua intensidade, ou seja, o montante do financiamento. Reforçamos que o único trabalho encontrado (OLIVEIRA; MENEZES; RESENDE, 2018) no qual é levado em consideração a variável de tratamento como contínua, esbarra em um dos maiores problemas em financiamentos de crédito, que é lidar com o viés de seleção na participação do programa e no montante recebido, uma vez que esse montante já é função de uma análise do tipo de empresa.

Assim, a estratégia econométrica utilizada é a proposta por Cerulli (2015), que, além de comparar as empresas beneficiadas pelo FNE com as não beneficiadas, verifica o efeito diferenciado sobre o crescimento do emprego e da massa salarial de acordo com o montante recebido, assumindo um caráter contínuo a variável de tratamento, mitigando o problema de endogeneidade, um provável problema em financiamentos de crédito.

Os resultados da estimação da função dose-resposta mostram que os efeitos variaram conforme a magnitude do financiamento, sugerindo novos padrões de heterogeneidade no efeito do programa que complementam os resultados encontrados na literatura. Em ambos os casos, crescimento do emprego e da massa salarial, o ponto de dosagem ótima do modelo OLS superestima o ponto ótimo encontrado no modelo IV, onde a endogeneidade é corrigida, e isso não resulta em um maior impacto sobre as variáveis de interesse, indicando a existência de um limite superior para a efetividade do programa.

Em comparação com o estudo de referência, apesar de algumas diferenças não triviais, nota-se uma maior acurácia do real impacto do fundo, ou seja, acontece uma maior imprecisão do impacto em modelos em que a hipótese de exogeneidade é relaxada. Ademais, os resultados apresentaram coeficientes estatisticamente significantes da relação entre intensidade do tratamento e a variável resposta e significância no efeito da variável binária referente ao tratamento sobre as variáveis resposta somente no caso em que a endogeneidade é negligenciada, indicando a presença de autosseleção nos componentes de demanda e oferta de crédito.

Por fim, apresentam-se evidências de que o FNE afetou positivamente o crescimento do emprego e da massa salarial das firmas, que são mecanismos essenciais para fomentar o crescimento sustentado das economias locais. O que vem a confirmar o programa como um dos agentes fundamentais no que tange seus objetivos de contribuir para a evolução da economia nordestina, por meio do financiamento do setor produtivo, contribuindo para o desenvolvimento econômico e social.

Referências

- AVENYO, Elvis Korku; KONTE, Maty; MOHNEN, Pierre. The Employment Impact of Product Innovations in Sub-Saharan Africa: Firm-level Evidence. *Research Policy*, v. 48, n. 9, 2019.
- BANCO DO NORDESTE DO BRASIL — BNB. *Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE): relatório de resultados e impactos exercício 2021*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2021.
- BANCO DO NORDESTE DO BRASIL — BNB. *Programação Regional do FNE 2018*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2018.
- BECKER, Sascha O.; EGGER, Peter H.; VON EHRLICH, Maximilian. 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.
- BEUGELSDIJK, Maaïke; EIJJFINGER, Sylvester C. W. The Effectiveness of Structural Policy in the European Union: An Empirical Analysis for the EU-15 in 1995-2001*. *Journal of Common Market Studies*, v. 43, n. 1, p. 37–51, 2005.
- BIA, Michela; MATTEI, Alessandra. A Stata Package for the Estimation of the Dose-response Function through Adjustment for the Generalized Propensity Score. *The Stata Journal*, v. 8, n. 3, p. 354–373, 2008.
- CARNEIRO, Diego. *Determinantes da eficiência da aplicação dos recursos do FNE pelos municípios beneficiados*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2018.
- CERULLI, Giovanni. Ctreatreg: Command for Fitting Dose-Response Models under Exogenous and Endogenous Treatment. *The Stata Journal*, v. 15, n. 4, p. 1019–1045, 2015.
- CHABE-FERRET, Sylvain. To control or not to control? Bias of simple matching vs difference-in-difference matching in a dynamic framework. In: WORLD CONGRESS OF THE ECONOMETRIC SOCIETY, 10., Shanghai.
- DALL'ERBA, Sandy; LE GALLO, Julie. 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. 219–245, 2008.
- ESPOSTI, Roberto; BUSSOLETTI, Stefania. 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.
- GONDIM, Jane Mary; SOUZA, Jânia Maria Pinho; PIRES, Inacio Jose Bessa. O Impacto dos Investimentos do FNE na Geração de Empregos no Nordeste: Período 2000-2006. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 1, p. 67–86, 2011.
- HIRANO, Keisuke; IMBENS, Guido W. The Propensity Score with Continuous Treatments. In: *Applied Bayesian modeling and causal inference from incomplete-*

- data perspectives*. Organização: Andrew Gelman e Xiao-Li Meng. 1. ed. Nova Iorque: Wiley, 2004. p. 73–84.
- IRFFI, Guilherme; ARAÚJO, José Iranildo da Silva; BASTOS, Felipe de Sousa. Efeitos heterogêneos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste na região do Semiárido. *In: FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO*, 22.
- JALETA, Moti *et al.* Impact of Improved Maize Adoption on Household Food Security of Maize Producing Smallholder Farmers in Ethiopia. *Food Security*, v. 10, n. 1, p. 81–93, 2018.
- LIMA, M. C.; CARDENETE, M. A. The Impact of European Structural Funds in the South of Spain. *European Planning Studies*, v. 16, n. 10, p. 1445–1457, 2008.
- LINHARES, Fabrício Carneiro *et al.* Brazil's Northeast Financing Constitutional Fund: Differentiated Effects on Municipal Economic Growth. *CEPAL Review*, v. 2014, n. 113, p. 175–192, 2014.
- LOLOS, Sarantis E. G. The Effect of EU Structural Funds on Regional Growth: Assessing the Evidence from Greece, 1990–2005. *Economic Change and Restructuring*, v. 42, n. 3, p. 211–228, 2009.
- MENEZES FILHO, Naercio; CAMPOS, Gabriela; KOMATSU, Bruno. A evolução da produtividade no Brasil. *CPP Policy Paper*, n. 12, 2014.
- OLIVEIRA, Guilherme Resende; MENEZES, Rafael Terra; RESENDE, Guilherme Mendes. Efeito dose resposta do fundo constitucional de financiamento do centro-oeste (FCO) no estado de Goiás. *Nova Economia*, v. 28, n. 3, p. 965–1000, 2018.
- OLIVEIRA, Régis Borges; HOFFMANN, Rodolfo. Evolução do emprego e dos salários na agricultura brasileira, 1995 a 2013. *In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL*, 53., João Pessoa. *Anais Eletrônicos*. Brasília: SOBER, 2015.
- PFLUEGER, Carolin E; WANG, Su. A Robust Test for Weak Instruments in Stata. *The Stata Journal*, v. 15, n. 1, p. 216–225, 2015.
- RESENDE, Guilherme Mendes. Measuring micro-and macro-impacts of regional development policies: The case of the Northeast Regional Fund (FNE) industrial loans in Brazil, 2000-2006. *Regional Studies*, v. 48, n. 4, p. 646–664, 2014.
- RESENDE, Guilherme Mendes. *Micro e macroimpactos de políticas de desenvolvimento regional: O caso dos empréstimos do FNE-industrial no estado de Ceará*. Texto para Discussão. 2012.
- RODRÍGUEZ-POSE, Andrés; FRATESI, Ugo. 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.

- SILVA, Alexandre Manoel Angelo; RESENDE, Guilherme; SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Uma Avaliação da Eficácia do FNE, no período 1995-2000. *Análise Econômica*, v. 25, n. 48, 2007.
- SOARES, Ricardo Brito; SOUSA, Jânia Maria Pinho; PEREIRA NETO, Antônio. Avaliação de impacto 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.
- VICENTE, Maria Carlota Meloni; BAPTISTELLA, Celma da Silva Lago; FRANCISCO, Vera Lúcia Ferraz dos Santos. Evolução do mercado de trabalho na agropecuária paulista, 1995-2004. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 43., Ribeirão Preto. *Anais Eletrônicos*. Brasília: SOBER, 2005.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. On Two Stage Least Squares Estimation of the Average Treatment Effect in a Random Coefficient Model. *Economics Letters*, v. 56, n. 2, p. 129–133, 1997.