

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ
SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO – SEPLAG
INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ – IPECE

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2018

INESP

Fortaleza - CE
2019

Governador do Estado do Ceará

Camilo Sobreira de Santana

Vice-Governadora do Estado do Ceará

Maria Izolda Cela de Arruda Coelho

Secretário do Planejamento e Gestão – SEPLAG

Carlos Mauro Benevides Filho – Secretário

Secretário Executivo de Gestão

José Flávio Barbosa Jucá de Araújo

Secretário Executivo de Planejamento e Orçamento

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Secretário Executivo de Planejamento e Gestão Interna

Ronaldo Lima Moreira Borges

Copyright © 2019 by INESP

Coordenação Editorial

João Milton Cunha de Miranda

Assistentes Editoriais

Rachel Garcia e Valquiria Moreira

Diagramação

Mario Giffoni

Capa

José Gotardo Filho

Coordenação de impressão

Ernandes do Carmo

Impressão e Acabamento

Inesp

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE

Diretor Geral

João Mário Santos de França

Diretoria de Estudos Econômicos – DIEC

Adriano Sarquis Bezerra de Menezes

Diretoria de Estudos Sociais – DISOC

Ricardo Antônio de Castro Pereira

Diretoria de Estudos de Gestão Pública – DIGEP

Marília Rodrigues Firmiano

Gerência de Estatística, Geografia e Informação – GEGIN

Rafaela Martins Leite Monteiro

Edição Institucional da Assembleia Legislativa do Estado do Ceará

VENDA E PROMOÇÃO PESSOAL PROIBIDAS

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2018

2018 v-1 - 2015

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto, João Mário de França, Marília Rodrigues Firmiano, Fátima Juvenal de Sousa (organizadores).

Anual

ISBN: 978-85-98664-41-5

1. Economia. 2. Ceará. I - Daltro, Barreto, Flávio, Ataliba, Flexa.

CDU 330 (813.1) (05)

300 páginas. Copyright © 2019 - IPECE.

Os artigos apresentados neste livro são de inteira responsabilidade dos seus autores.

As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE.

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO	5
PREFÁCIO	7
INTRODUÇÃO	9
AVALIAÇÃO DO FUNDO ESTADUAL DE COMBATE À POBREZA DO CEARÁ A PARTIR DO MÉTODO DE CONTROLE SINTÉTICO GENERALIZADO	11
Vitor Hugo Miro C. Silva Francisca Zilânia Mariano Guaracyane Lima Campêlo Natália Cecilia de França Luiz Alexandre M. Barros Isabel Christinie F. Rodrigues de Lima	
UM MODELO DE EQUILÍBRIO GERAL PARA O ESTADO DO CEARÁ: O MODELO DE ANÁLISES REGIONAIS ESTÁTICO – MARES/CE	34
Witalo de Lima Paiva Nicolino Trompieri Neto Ricardo A. de Castro Pereira Christiano Modesto Penna Francisco Germano Carvalho Lucio	
AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM EM COINTEGRAÇÃO VARIANDO NO TEMPO	70
Rafael Kloeckner Ivan Castelar Cristiano da Costa da Silva Rodolfo Herald da Costa Campos	
A INFLUÊNCIA DA EDUCAÇÃO NA REELEIÇÃO DOS PREFEITOS CEARENSES NO ANO DE 2012	102
Ana Patrícia Pierre de Lima Francisco Antonio Sousa de Araújo Paulo de Melo Jorge Neto	
ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA DO FEIJÃO EM RELAÇÃO AS CHUVAS OBSERVADAS NOS MUNICÍPIOS CEARENSES ENTRE OS ANOS DE 2008 A 2016	132
Kilmer Coelho Campos Deusimar Lira Cavalcante Filho Alexandre Lira Cavalcante Vitor Hugo Miro Couto Silva	

DETERMINANTES DO MEDO DO CRIME NO CEARÁ EM 2009: UMA ANÁLISE DO EFEITO DA VITIMIZAÇÃO DIRETA.....168

Juliane da Silva Ciríaco
Cinthia Barbosa Sousa
Paulo de Melo Jorge Neto

EFICIÊNCIA TÉCNICA DAS GESTÕES MUNICIPAIS DE EDUCAÇÃO NO ESTADO DO CEARÁ.....188

Cristiano da Costa da Silva
Elizabeth Barbosa de Melo Falcão
Nicolino Trompieri Neto
Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Luiz Ivan de Melo Castelar
Luciana de Oliveira Rodrigues

EVIDÊNCIA EMPÍRICA DA DESIGUALDADE SOCIOECONÔMICA EM OBESIDADE NO CEARÁ.....210

Natália Cecília de França
Guaracyane Lima Campêlo
Rhemauérick Silva Queirós

O IMPACTO DA AMPLIAÇÃO DOS DIREITOS TRABALHISTA PARA OS EMPREGADOS DOMÉSTICOS NA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA.....240

Maria Adreciana Silva de Aguiar
Priscila Silva Rodrigues
Natanael Soares Leite
Guilherme Diniz Irffi

O SEGREDO PARA A FELICIDADE: UM ESTUDO COMPARATIVO ENTRE ESTADOS.....258

Daniel Suliano
Lilian Ribeiro
Domingos da Silva

RECUPERAÇÃO DO ENTORNO DE LAGOAS URBANAS COMO IMPULSIONADOR DA ECONOMIA LOCAL - CASO DA LAGOA DO PORANGABUSSU, FORTALEZA/CE.....282

Francisca Dalila Menezes Vasconcelos
Ana Elisa Pinheiro Campêlo de Castro
Livia Socorro de Castro Fernandes
Rodolfo Sydrião Sanford
Larissa de Miranda Menescal
Katharine Santos Vieira
Lanna Mara Ribeiro de Sousa

APRESENTAÇÃO

A pobreza, embora já bastante discutida, é foco de novas reflexões neste **Economia do Ceará em Debate 2018**, que visam identificar os principais fatores que a afetam, ou que a possam reduzir. É incontestável, porém, a criação de políticas locais e a implementação de estratégias de combate que considerem as desigualdades regionais.

Esta produção, que possibilita com que os estudiosos do tema debatam sobre os maiores desafios da economia cearense, permite que as autoridades públicas apreciem percepções renovadoras acerca das ações de repercussão imediata sobre a economia estadual, beneficiando diretamente a sociedade.

A **Assembleia Legislativa do Estado do Ceará**, por meio do **Instituto de Estudos e Pesquisas sobre o Desenvolvimento do Estado do Ceará (INESP)**, oferta à sociedade cearense esta publicação que tem a finalidade de colaborar para a criação de oportunidades, aumentando a empregabilidade e impulsionando a economia local, tendo em vista que a população extremamente pobre do Ceará precisa, urgentemente, da aplicação de recursos e da realização de programas de interesse social que lhes permita ter acesso a uma vida digna.

Dep. Estadual José Sarto

Presidente da Assembleia Legislativa do Estado do Ceará

PREFÁCIO

O livro **Economia do Ceará em Debate 2018**, uma coletânea de onze artigos, foi resultado do XIV Encontro, homônimo ao livro, organizado pelo **Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)**.

Entre os assuntos tratados na obra, pode-se citar: a avaliação do Fundo Estadual de Combate à Pobreza do Ceará; as exportações do Ceará; a influência da educação na reeleição dos prefeitos cearenses em 2012; os determinantes do medo do crime no Ceará em 2009; o impacto da ampliação dos direitos trabalhistas para os empregados domésticos, na Região Metropolitana de Fortaleza, e a recuperação do entorno de lagoas urbanas como impulsionadora da economia local.

A **Assembleia Legislativa do Estado do Ceará**, por meio do **Instituto de Estudos e Pesquisas sobre o Desenvolvimento do Estado do Ceará (INESP)**, orgulhosamente, oferta à sociedade cearense esta publicação que nos comprova ser o Ceará, entre os estados do Nordeste, um dos que mais reduziu a quantidade de pessoas, em situação de pobreza e a desigualdade de renda.

Prof. Dr. João Milton Cunha de Miranda

**Presidente do Instituto de Estudos e Pesquisas sobre o Desenvolvimento do
Estado do Ceará – Inesp**

INTRODUÇÃO

O livro **Economia do Ceará em Debate 2018** é uma coletânea dos onze artigos apresentados por ocasião do **XIV Encontro Economia do Ceará em Debate**, realizado pelo **Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)**, no dia 20 de novembro de 2018, no auditório da **Secretaria do Planejamento e Gestão (SEPLAG)**.

O livro que apresentamos à sociedade é fruto do Encontro, bem como do trabalho interativo entre **Governo do Estado** e à academia, que contou com o envolvimento intenso dos colaboradores do **IPECE**. De forma a cobrir os principais temas de pesquisa em economia com foco no estado do Ceará, e conceber oportunidade para que estudiosos possam discutir os principais desafios da economia cearense, bem como possibilitar às autoridades públicas responsáveis pelo desenvolvimento do Estado, conhecer ideias inovadoras sobre as ações que têm efeitos diretos sobre a economia e a sociedade cearense.

Agradecemos o apoio recebido do **Governo do Estado do Ceará**, por intermédio da **SEPLAG** e **Escola de Gestão Pública**. Devemos igualmente gratidão ao **Bradesco**, **CDL Fortaleza** e **SINTAF** pelo apoio financeiro para a premiação.

João Mário Santos de França
Diretor Geral do IPECE

Organizadores

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

João Mário de França

Marília Rodrigues Firmiano

Fátima Juvenal de Sousa

Conselho Editorial

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto (IPECE / CAEN-UFC)

João Mário de França (IPECE / CAEN-UFC)

Carlos Alberto Manso (LEP-CAEN-UFC)

Leando de Almeida Rocco (CAEN-UFC)

Ricardo Brito Soares (CAEN-UFC)



**GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ**
Secretaria do Planejamento e Gestão

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/n | Edifício SEPLAG | Térreo - Cambéba | Cep: 60.822-325

Fortaleza, Ceará, Brasil | Telefone: (85) 3101-3521

<http://www.ipece.ce.gov.br/>

AVALIAÇÃO DO FUNDO ESTADUAL DE COMBATE À POBREZA DO CEARÁ A PARTIR DO MÉTODO DE CONTROLE SINTÉTICO GENERALIZADO

Vitor Hugo Miro C. Silva*

Francisca Zilânia Mariano**

Guaracyane Lima Campêlo***

Natália Cecilia de França****

Luiz Alexandre M. Barros*****

Isabel Christinie F. Rodrigues de Lima*****

Resumo

O artigo contribui com a literatura ao trazer novas evidências sobre o efeito da criação do FECOP em 2003 sobre a proporção de pobres e extremamente pobres no Ceará. A aplicação empírica diferencia-se pela utilização de um modelo de Controle Sintético Generalizado recentemente desenvolvido por Xu (2017). Esse método permitiu a criação de um estado sintético, em que este foi perfeitamente ajustado à trajetória do Ceará no período anterior à política. Dentre os principais resultados, constatou-se que a criação da política teve efeito significativo sobre a redução da pobreza e extrema pobreza no estado, com um impacto estatisticamente significativo a partir de 2008. Projeções das trajetórias destes indicadores apontam para uma continuidade dessa tendência, com uma ampliação dos impactos do FECOP.

Palavra-Chave: FECOP; Controle Sintético Generalizado; Pobreza.

Abstract

This paper contributes to the literature by bringing new evidence on the effect of the creation of FECOP in 2003 on the proportion of poor and extremely poor

* Doutor em Economia pelo CAEN/UFC. Professor da UFC. vitormiro@ufc.br. (85 99637-1663).

** Doutora em Economia pelo CAEN/UFC. Professora da UFC. zilania@ufc.br.

*** Doutora em Economia pelo CAEN/UFC. Professora da UFC. cyanelc@gmail.com.

**** Doutoranda em Economia pelo CAEN/UFC. nc.franca@hotmail.com.

***** Discente do Curso de Graduação em Ciências Econômicas UFC. luizalexandre21@outlook.com.

***** Discente do Curso de Graduação em Ciências Econômicas UFC. isabelfontg@gmail.com.

in Ceará. The empirical application is distinguished by the use of a Generalized Synthetic Control model recently developed by Xu (2017). This method allowed the creation of a synthetic state, in which it was perfectly adjusted to the trajectory of Ceará in the period before politics. Among the main results, it was verified that the creation of the policy had a significant effect on the reduction of poverty and extreme poverty in the state, with a statistically significant impact from 2008. Projections of the trajectories of these indicators point to a continuation of this trend, with expansion of the FECOP impacts.

Keywords: FECOP; Generalized Synthetic Control; Poverty.

1 INTRODUÇÃO

A pobreza no Brasil, embora bastante discutida, ainda é foco de debates na literatura que visam identificar os principais fatores que a afetam e que possam reduzi-la. Existem diversas formas de mensurá-la, dentre elas, a mais intuitivas é a proporção de pobres, em que é calculada com base no percentual de pessoas que possuem renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza adotada na análise.

Utilizando os dados da PNAD/IBGE, Miro e Barros (2018) mostram que, entre os estados da região Nordeste, reconhecidamente a mais pobre do país, o estado do Ceará foi uma das unidades da federação que mais avançaram na redução da quantidade de pessoas vivendo em situação de pobreza. Adotando a linha de pobreza calculada pelo Instituto do Trabalho e Sociedade (IETS)⁷, a proporção de pobres no estado foi reduzida em quase 30 pontos percentuais, de aproximadamente 48% em 2004, para 19,3% em 2014. Em números absolutos, em 2004 tinha-se mais de 3,8 milhões de pessoas em condição de pobreza no estado e em 2014 esse número foi de aproximadamente 1,7 milhões pessoas.

Dados tabulados e apresentado por IPECE (2017), mostram que essa redução na proporção de pessoas em condição de pobreza apresentou uma pequena inversão em 2015, provavelmente associada ao cenário econômico nacional. Considerando uma linha de pobreza de R\$198⁸, as informações publicadas mostram que, em 2015, 21,3% da população cearense apresentava rendimentos abaixo desta linha de pobreza.

⁷ Disponível em <https://www.iets.org.br/>.

⁸ Para mais detalhes, ver IPECE (2017).

A literatura sobre a redução da pobreza no Brasil aponta para uma forte contribuição da redução da desigualdade de renda que, por sua vez, tem como principais determinantes as mudanças demográficas, melhoras nos indicadores de emprego e de rendimentos, além do efeito do Programa Bolsa Família. Evidências sobre estes determinantes podem ser encontradas em Soares (2006), Soares et al. (2006), Hoffmann (2006), Barros *et al.* (2006), Barros *et al.* (2007), Barros *et al.* (2010), Marinho, Linhares e Campelo (2011), Hoffmann e Oliveira (2014), dentre outros.

Apesar das estratégias e políticas de combate à pobreza aplicadas pelo governo federal (Programa Bolsa Família/ Plano Brasil Sem Miséria), torna-se imperativo a aplicação de políticas que considerem as disparidades regionais. Ações no âmbito do Plano Brasil Sem Miséria podem alcançar determinado impacto na região Sul do país, em estados como Santa Catarina, mas resultados de mesma magnitude e qualidade podem não ser observados em estados da região Nordeste, como o Ceará. Nesse sentido, políticas locais podem complementar os esforços já realizados em âmbito nacional. No estado do Ceará, já fazem alguns anos em que esforços para a elaboração de uma política estadual de combate à Pobreza são feitos.

Pode-se considerar que o Governo do Estado do Ceará apresenta um bom arcabouço institucional para implementar estratégias de combate à pobreza. Uma das iniciativas mais importantes neste âmbito foi a criação do Fundo Estadual de Combate à Pobreza – FECOP, em 2003⁹. O FECOP é um Fundo Especial de Gestão, de natureza contábil, constituído por uma reserva de receitas, composta por recursos provenientes da arrecadação do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transportes Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação – ICMS (FECOP, 2016)¹⁰.

O Fundo de Combate e Erradicação à Pobreza tem como objetivo reduzir os níveis de pobreza e desigualdade na população brasileira. Nas esferas federal, estadual e municipal, tal Fundo foi concebido a partir da Emenda Constitucional nº. 31, de 14 de dezembro de 2000, que alterou o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias – ADCT da Constituição Federal. Conforme disposto no art. 82 do

9 O FECOP foi criado através da Lei Complementar nº 37, de 26/11/2003 (DOE de 27/11/2003), e regulamentado pelo Decreto nº 29.910, de 29/09/2009 (DOE de 30/09/2009).

10 O montante de recursos corresponde ao adicional de dois pontos percentuais, na alíquota do ICMS.

ADCT da Constituição Federal, estados e o Distrito Federal são autorizados a criar um adicional de até 2% na alíquota do ICMS sobre os produtos e serviços supérfluos para compor os respectivos Fundos de Combate e Erradicação da Pobreza.

Alguns trabalhos na literatura, tais como, Teixeira (2008), Muniz (2010) e Filgueiras (2010), buscaram avaliar o efeito desta política sobre diversos indicadores, porém, não foi encontrado um estudo que tenha verificado o impacto direto da criação deste fundo sobre a redução da pobreza e da extrema pobreza. Com isso, este trabalho visa contribuir com a literatura ao responder o seguinte questionamento: A criação do FECOP em 2003 contribuiu para a redução da pobreza no estado do Ceará?

O presente estudo tem como objetivo apresentar uma avaliação de impacto do Fundo Estadual de Combate à Pobreza do Ceará (FECOP/CE) sobre a trajetória de indicadores de pobreza e extrema pobreza do estado. Pretende-se avaliar o impacto da constituição do FECOP e, conseqüentemente, das estratégias financiadas por ele, sobre indicadores de pobreza em nível estadual. Para tanto, será aplicado o Controle Sintético Generalizado, uma metodologia recentemente desenvolvida por Xu (2017) e ainda não aplicada no Brasil, em que, se propõe unificar o método de controle sintético proposto por Abadie *et.al.* (2010) com modelos lineares de efeitos fixos, obtendo uma estrutura simples, da qual o método de Diferenças-em-Diferenças é um caso especial.

Em sequência, o artigo está organizado com as seguintes seções: Na seção 2, faz-se a uma descrição do Fundo Estadual de Combate à Pobreza e da literatura empírica da atuação do fundo no Brasil. Na seção 3, apresenta-se a metodologia econométrica do Controle Sintético Generalizado e a base de dados. A quarta seção analisa os resultados. Na última seção são apresentadas as principais conclusões.

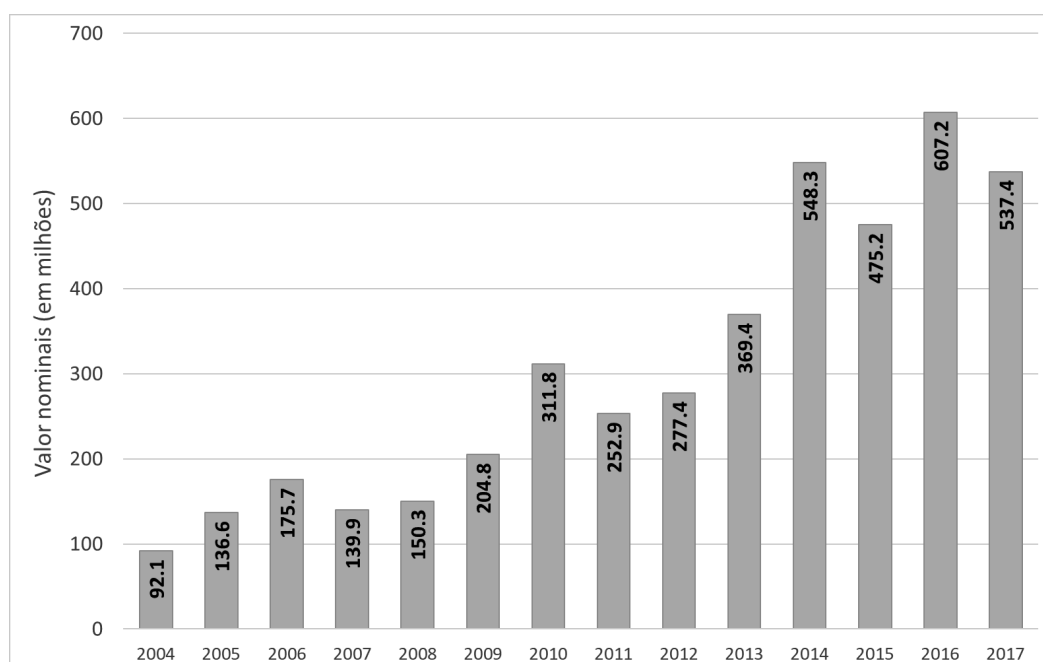
2 O FUNDO ESTADUAL DE COMBATE À POBREZA

No Ceará, o Fundo Estadual de Combate à Pobreza – FECOP foi criado por meio da Lei Complementar nº 37, de 26/11/2003 (DOE de 27/11/2003), e regulamentado pelo Decreto nº 29.910, de 29/09/2009 (DOE de 30/09/2009). Seu objetivo consiste em viabilizar condições para que a população pobre e extremamente pobre do Ceará tenha acesso a uma vida digna. Para tanto, o Fundo

conta com a aplicação de recursos em ações suplementares de nutrição, habitação, educação, saúde, saneamento básico, reforço da renda familiar, combate à seca, e outros programas de relevante interesse social, de modo a promover a melhoria da qualidade de vida (art. 1º, Lei Complementar nº 37). Dentre suas fontes de recursos, O FECOP conta com um adicional de 2% na alíquota do ICMS, ou do imposto que vier a substituí-lo, incidente sobre produtos e serviços especificados na Lei Complementar nº 37/2003, a saber, bebidas alcoólicas, armas e munições, embarcações esportivas, fumo, cigarros, aviões ultraleves e asas-delta, energia elétrica, gasolina e serviços de comunicação.

A Figura 1 mostra o volume nominal de recursos aplicados no FECOP entre 2004 e 2017. Em termos reais, o volume de recursos aplicados no Fundo aumentou mais de 200%.

Figura 1: Volume de Recursos Aplicados no Fundo Estadual de Combate à Pobreza (valores nominais).



Fonte: SEPLAG/FECOP.

O FECOP é operacionalizado por meio de projetos, tendo como público-alvo pessoas, grupos ou famílias com privação elevada nos elementos básicos para uma vida digna, como por exemplo alimentação, habitação e vestuário. Tais projetos são agrupados em Programas, estes que atuam em duas direções. Os

Programas Assistenciais visam o alívio imediato da pobreza, por meio de ações voltadas para a melhoria das condições de vida da população que vive abaixo da linha de pobreza (meio salário mínimo). Por sua vez, os Programas Estruturantes objetivam propiciar mudanças estruturais para que os pobres tenham condições de migrarem para a condição de não pobres. Estes buscam viabilizar a acumulação de capital físico, humano e social por parte da população carente.

A Gestão do Fundo conta com seis atores institucionais, organismos estabelecidos no âmbito da estrutura legal da Administração Pública Estadual: o Conselho Consultivo de Políticas de Inclusão Social – CCPIS, a Coordenadoria de Promoção de Políticas de Combate à Pobreza e Inclusão Social – CCOPI, a Gerência Executiva do Fecop – GEF (gestão administrativa), a Secretaria da Fazenda – SEFAZ, as Secretarias Estaduais e os Parceiros Locais (gestão operacional).

O CCPIS é a instância máxima de decisão do FECOP, tendo como uma de suas funções a apreciação dos projetos que pleiteiem recursos oriundos do Fundo. No caso de serem aprovados, os projetos são executados pelas Secretarias de Estado competentes, por meio da transferência de recursos a estas, por parte da Secretaria da Fazenda, gestora financeira do Fundo. Caso sejam rejeitados, são arquivados. Ademais, o CCPIS é responsável pela formulação das diretrizes que orientam as aplicações do FECOP e pela publicitação da alocação dos recursos do Fundo. Também compete ao CCPIS avaliar, anualmente, o desempenho das ações desenvolvidas pelo FECOP, conferindo seu impacto frente à redução da pobreza no Ceará.

A CCOPI preza pela efetividade das ações do FECOP. A Gerência Executiva do Fundo, por sua vez, orienta, coordena e supervisiona as ações desenvolvidas pelas Secretarias de Estado, no que se refere ao FECOP. Já as Secretarias Estaduais elaboram os projetos, sendo responsáveis pela assistência técnica e pela execução das ações financiadas pelo FECOP. Os Parceiros Locais, que contam com representantes do poder público municipal, entidades não-governamentais, empresas privadas e comunidades locais, são corresponsáveis na execução dos projetos.

Vale destacar que a Gestão do FECOP realiza, periodicamente, a prestação de contas com vistas a demonstrar a alocação dos recursos provenientes do Fundo e os resultados alcançados em termos da redução da pobreza.

Além do Ceará, outros estados aderiram ao Fundo de Combate à pobreza. Conforme disposto no art. 82 do ADCT da Constituição Federal, estados e o Distrito Federal são autorizados a criar um adicional de até 2% na alíquota do ICMS sobre os produtos e serviços supérfluos para compor os respectivos Fundos de Combate e Erradicação da Pobreza. Dentre as Unidades Federativas brasileiras, Amapá, Pará e Santa Catarina ainda não instituíram tal Fundo.

Em Alagoas, o Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza – FECOEP foi criado pela Lei 6.558/2004, com alíquotas de 2% e 1%. Conforme dados do Portal da Transparência de Alagoas, em 2018, foram gastos aproximadamente 137 milhões com o Fundo. Na Bahia, o Fundo Estadual de Combate e Erradicação da Pobreza – FUNCEP foi instituído pela lei 7.014/2015, cuja alíquota corresponde a 2%. Essa mesma alíquota, 2%, consta no Fundo Maranhense de Combate a Pobreza – FUMACOP.

Quanto ao estado da Paraíba, o Fundo de Combate à Pobreza – FUNCEP foi criado pela Lei Estadual nº 7.611, em 2004, sendo a alíquota estabelecida no valor de 2%. Segundo a Secretaria de Informação Institucional do Estado, cerca de 80 milhões foram destinados ao FUNCEP em 2011. Já em 2014, o volume de recursos elevou-se para 107 milhões.

Em Pernambuco, o Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza – FECEP foi instituído pela Lei nº 12.523, em 2003, com alíquota no valor de 2%. Em 2016, por meio da Lei nº 15.922, os recursos do FECEP passaram a ser, também, aplicados em ações, projetos ou programas de combate à pobreza definidos no Plano Plurianual do Estado.

O Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza – FUNPOBREZA, no estado de Sergipe, foi criado pela Lei nº 4731, em 2002. Com respeito ao estado do Rio Grande do Norte, o Fundo Estadual de Combate à Pobreza – FECOP foi instituído pela Lei nº 261, em 2003. Já no Piauí, estabeleceu-se o FECOP pela Lei nº 5.622, em 2006. A alíquota apresenta o mesmo valor, estipulada em 2%, para os três estados.

No estado de Rondônia, conforme a Lei nº 842, instituiu-se, em 2015, o Fundo Estadual de Combate e Erradicação da Pobreza – FECOEP, sendo a alíquota determinada em 2%. No que se refere a volume de recursos, cerca de 25 milhões foram aplicados pelo FECOEP no ano de 2017, segundo dados da Secretaria de

Estado de Finanças de Rondônia. Ainda em 2015, no estado de Tocantins, através da Lei nº 3.015, instituiu o Fundo Estadual de Combate e Erradicação da Pobreza – FECOEP com alíquota igual a 2%. Alíquota semelhante é observada no Fundo Estadual de Combate à Pobreza instituído no Amazonas pela Lei nº 4.454/2017.

O Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza – FCP foi instituído no Distrito Federal pela Lei nº 4220/2008 e conta com uma alíquota de 2%. Em 2018, já foram gastos 56 milhões de reais no referido Fundo. Em Goiás, a Lei n.º 14.469/2003 instituiu o Fundo Protege Goiás. Já no Mato Grosso e no Mato Grosso do Sul, os Fundos Estaduais de Combate à Pobreza foram instituídos pelas Leis nº 144/2003 nº 3.337/2006, respectivamente. Nessas Unidades Federativas supracitadas, os Fundos contam com uma alíquota de 2%.

No Rio de Janeiro, o Fundo de Combate à Pobreza e às Desigualdades Sociais – FECP foi instituído pela Lei nº 4056, em 2002, com alíquota de 2%. Os recursos do FECP, em 2016, superaram os 4 bilhões de reais, de acordo com Secretaria de Estado de Fazenda e Planejamento do Rio de Janeiro. Em São Paulo, o Fundo Estadual de Combate e Erradicação da Pobreza - FECOEP foi estabelecido pela Lei nº 16.006, em 2015. A alíquota segue em consonância com os outros estados, seu valor determinado em 2%. Tanto em Minas Gerais, quanto no Espírito Santo também vigoram alíquotas de 2%. Em Minas Gerais, o Fundo de Combate à Pobreza – FCP foi instituído pela Lei nº 19.978/2011. Enquanto que no Espírito Santo, o Fundo Estadual de Combate à Pobreza e às Desigualdades Sociais foi instituído pelo Decreto nº 1.090-R/2002.

Também em 2015, estabeleceram-se o Fundo de Proteção e Amparo Social do Estado do Rio Grande do Sul – Ampara, por meio da Lei nº 17.742, e o Fundo Estadual de Combate à Pobreza do Paraná – FECOP, segundo a Lei nº 18.573. Os dois estados apresentam alíquota de 2%.

2.1 Evidências Empíricas da atuação do FECOP no Brasil

Nogueira e Forte (2016) estudaram como a busca pela elevação da eficácia das políticas públicas de combate à pobreza pode afetar a priorização das intervenções nos 184 municípios cearenses durante os anos de 1991, 2000 e 2010. Foram utilizados indicadores (proporção de pobres, renda *per capita* média e índice de *gini*) a partir da base de dados proveniente do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD; IPEA; FJP, 2013). A modelagem econométrica adotada

foi dados em painel e as elasticidades renda e desigualdade da pobreza foram estimadas considerando a linha de pobreza utilizada pelo FECOP.

Os resultados encontrados pelos referidos autores revelam a importância das particularidades e potencialidades de cada município para se obter maior eficácia na priorização das intervenções no combate à pobreza. Outra contribuição da pesquisa é que ao se priorizar os municípios em pior situação relativa, considerando o critério de equidade, essas localidades podem ser as que também apresentam o menor potencial de redução da pobreza em decorrência das políticas implantadas, sugerindo um *trade-off* entre eficácia e equidade nas políticas de combate à pobreza. Destacam a relevância das atividades de monitoramento e avaliação, pois através destas é possível uma melhor alocação de recursos disponíveis, enfrentar os problemas de execução, e buscar o aumento de eficácia das intervenções.

Em um estudo sobre a atuação do FECOP na redução da pobreza no estado Rio Grande do Norte no período de 2009 a 2012, Neves (2013) utilizou como base de dados os informativos das receitas e despesas fornecidos pela SEPLAN-RN, o portal de transparência e os sites de secretarias do Estado. A metodologia adotada foi a pesquisa exploratória. A partir de uma análise vertical e horizontal, observou que os recursos do FECOP-RN estão sendo usados na forma prescrita na Constituição Federal do Brasil, especificamente em quatro programas: Aquisição e distribuição de leite; Assistência Técnica ao Agronegócio Agricultura Familiar; Nutrição e segurança alimentar e Habitação para baixa renda.

Melo Filho (2012) faz um estudo sobre o mapeamento da pobreza e a distribuição dos recursos do FECOP e do Programa Bolsa Família (PBF) nos municípios cearenses no ano de 2010, utilizando várias bases de dados: IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), IPECE (Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará), IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) e SEPLAG (Secretaria de Planejamento, Orçamento e Gestão do Governo). A metodologia adotada se baseia na construção do Índice Municipal de Cobertura dos programas FECOP e PBF e no estudo analítico de Estatísticas Globais Comparativas de Eficiência Distributiva dos Programas de Combate à Pobreza.

Pode-se destacar os seguintes resultados: com base no Índice Municipal de Cobertura percebe-se que a cobertura dos programas de combate à pobreza, e principalmente do Programa Bolsa Família, tende a se concentrar nos municípios

localizados no litoral leste e na região Jaguaribana. Outro resultado relevante foi que a distribuição dos recursos do Programa Bolsa Família é realizada de forma mais eficiente que a do programa FECOP. No entanto, quando se utiliza algumas variáveis de controle (efeito populacional, influência política e efeito econômico) observa-se que ambos os programas atuam com eficiência equivalente.

Muniz (2010) investigou a contribuição do FECOP na melhoria do desenvolvimento dos municípios cearenses, medida através do Índice de Desenvolvimento Municipal (IDM), com conseqüente melhoria da qualidade de vida e redução da pobreza. Utilizando a técnica de análise de correlação com base em dados do programa FECOP no período 2004-2006, demonstrou que juntamente com outros programas de combate à pobreza, como o Bolsa Família, que esses programas sinalizam melhoria do IDM na média dos municípios selecionados, quando as transferências são tomadas em termos absolutos. No período analisado o FECOP apresentou um desempenho econômico-financeiro positivo.

Utilizando a base de dados do CADÚNICO (Cadastro Único para programas sociais) para os municípios do Ceará no ano de 2007, Filgueiras (2010) descreveu as ações realizadas pelo FECOP, quantificando e mapeando as carências específicas de cada município, através do IDF (Índice de Desenvolvimento da Família), sendo este constituído por seis dimensões (ausência de vulnerabilidade, acesso ao conhecimento, acesso a, disponibilidade de recursos, desenvolvimento infantil e condições habitacionais), 22 componentes e 41 indicadores.

Dentre as principais conclusões obtidas, observou-se que o Ceará apresenta resultados inferiores ao do Brasil, mas melhores que os do Nordeste em todas as dimensões. Constatou-se também uma situação grave nas dimensões acesso ao trabalho, disponibilidade de recursos e acesso ao conhecimento. Porém, as dimensões vulnerabilidade da família, desenvolvimento infantil e condições habitacionais apresentam bons resultados.

Com o intuito de analisar os impactos do Fundo de Combate à Pobreza (FECOP) nos municípios cearenses com destaque na educação, Teixeira (2008) utilizou a metodologia econométrica de dois modelos Probit, em que um modelo mede o efeito gestão do município que recebeu recursos do FECOP (com a construção do Índice Sintético do Esforço de Gestão (ISG)) e outro avalia o desempenho dos resultados (com a criação do Índice Sintético do Esforço de

Desempenho (ISD)). Ambos foram calculados como a média aritmética simples para cada período, antes e após a implantação do FECOP, 2001/2002 e 2004/2005.

Dentre os principais resultados obtidos, verificou-se que o modelo de gestão baseado no estoque de oferta de serviços da educação não foi determinante para explicar se o município está ou não entre os contemplados com programas de educação custeados com recursos do FECOP e, ainda, os municípios contemplados não se diferenciam dos demais por apresentarem maior esforço de gestão. No modelo desempenho pode-se afirmar que o nível inicial de desempenho da educação teve um efeito positivo em ter ou não programas de educação, e os municípios contemplados pelo FECOP se diferenciam dos demais por apresentarem maior evolução do desempenho; sendo que em ambos os modelos, a dimensão econômica dos municípios cearenses apresentou menor probabilidade de estes serem contemplados com recursos do FECOP.

3 METODOLOGIA E DADOS

3.1 O método de Controle Sintético Generalizado

Uma opção metodológica para a estimação do efeito causal dos fundos estaduais de combate à pobreza é a aplicação de modelos de efeitos fixos (Diferença-em-Diferença). Conforme argumenta Xu (2017), uma das hipóteses do método de diferenças em diferenças é que as variáveis de resultados das unidades tratadas e não tratadas seguem trajetórias paralelas em um cenário na ausência da intervenção. No entanto, em diversas situações, os dados não possuem um pareamento das tendências observadas em períodos anteriores a intervenção, entre os grupos de tratamento e de controle. A ausência dessa condição faz com que o método de diferenças em diferenças não seja eficiente para a estimação dos efeitos de uma intervenção no período de pós tratamento. Uma das principais causas para a falha da hipótese de paralelismo das tendências é a presença de variáveis de confusão não observáveis ao longo do tempo (XU, 2017).

O procedimento do Controle Sintético Generalizado proposto por Xu (2017) constrói contrafactuais para cada unidade tratada usando informações de um grupo de controle a partir de um modelo de efeitos fixos com interceptos para cada unidade e interações com coeficientes variáveis no tempo. Essa abordagem busca unificar o método de controle sintético proposto por Abadie et.al. (2010)

com modelos lineares de efeitos fixos, obtendo uma estrutura simples, da qual o método de Diferenças-em-Diferenças é um caso especial. Além de oferecer uma alternativa para contornar o problema de paralelismo, que pode tornar as estimativas por diferença-em-diferença ineficientes, uma das grandes vantagens deste método é a possibilidade de analisar múltiplas unidades tratadas e com diferentes tempos de exposição ao tratamento.

O Método de Controle Sintético proposto por Abadie *et.al.* (2010 e 2015) busca balancear a influência de variáveis de confusão, através da construção de uma unidade de controle sintética como um possível contrafactual para a unidade de tratamento. O controle sintético é obtido a partir da ponderação das unidades não tratadas disponíveis.

Já os modelos com efeitos fixos interativos, como proposto por Bai (2009), é uma metodologia de correção de possíveis heterogeneidades temporais não observadas. Este modelo incorpora interceptos específicos da unidade, denotadas cargas fatoriais, interagindo com coeficientes variáveis no tempo, referidos como fatores (latentes).

Considera-se as observações dispostas em um painel balanceado que apresentam um conjunto de resultados Y_{it} para cada unidade $i \in \{1, \dots, N\}$ no tempo $t \in \{1, \dots, T_0, T_0 + 1, \dots, T\}$. Supõe-se que a intervenção ocorre em $T_0 + 1$, tal que $t = 1, 2, \dots, T_0$ são períodos anteriores a intervenção, pré-intervenção. E que $T_0 + 1, \dots, T$ são os períodos pós-intervenção. Das unidades observadas, denota-se por \mathcal{J} o grupo ou unidade tratada e por \mathcal{C} o conjunto de unidade de controle. Se o número de unidades de tratamento é N_T e de controle é N_C , tem-se que $N = N_T + N_C$.

Por suposição, o modelo adotado assume a seguinte forma funcional:

$$Y_{it} = \delta_{it}D_{it} + X'_{it}\beta + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Nessa expressão, D_{it} é o indicador de tratamento, sendo $D_{it} = 1$ se a unidade recebe a intervenção, ou seja, quando $i \in \mathcal{J}$ e $t > T_0$, e $D_{it} = 0$, caso contrário. O termo δ_{it} representa o efeito do tratamento para a unidade i ao período t ; X_{it} é um vetor $(k \times 1)$ de variáveis explicativas observáveis, $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_k]'$ é um vetor $(k \times 1)$ de parâmetros desconhecidos, $f_t = [f_{1t}, \dots, f_{rt}]'$ é um vetor $(r \times 1)$ de fatores comuns não observáveis e $\lambda_i = [\lambda_{1i}, \dots, \lambda_{ri}]'$ é um vetor de cargas fatoriais

desconhecidas. Por fim ε_{it} representa choques idiossincráticos não observáveis para cada unidade i e tempo t , tendo $\mathbb{E}(\varepsilon_{it}) = 0$. Uma suposição importante para esta forma funcional é que todas as unidades estão sujeitas ao mesmo conjunto de fatores, de número fixo, durante o período observado, ou seja, esta forma funcional não admite quebras estruturais.

O componente de fatores do modelo, $\lambda_i' f_t = \lambda_{i1} f_{t1} + \lambda_{i2} f_{t2} + \dots + \lambda_{ir} f_{rt}$ assume, por hipótese, forma linear e aditiva. Que apesar de parecer restritivo, permite adotar diversas formas para a heterogeneidade não-observada, tendências e termos autoregressivos.

Usando a notação de resultados potenciais, o resultado de uma unidade i ao período t , dado que ela recebeu o tratamento é $Y_{it}(1)$. No caso desta mesma unidade, em um cenário sem a intervenção, teria resultado $Y_{it}(0)$. Dessa forma, tem-se:

$$Y_{it}(0) = X_{it}'\beta + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it}(1) = \delta_{it} + X_{it}'\beta + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

O efeito individual do tratamento sobre uma unidade tratada i no tempo t é $\delta_{it} = Y_{it}(1) - Y_{it}(0)$, com $i \in \mathcal{J}$ e $t = T_0 + 1, T_0 + 2, \dots, T$.

O problema fundamental da identificação ocorre em função do fato de que o analista só observa apenas uma destas duas possibilidades em um conjunto de dados. Assim, o objetivo do método de controle sintético é construir um grupo de controle sintético que oferece uma estimativa razoável para o resultado potencial $Y_{it}(0)$.

O processo gerador de dados de cada unidade observada é expresso por:

$$Y_i = D_i \circ \delta_i + X_i' \beta + F \lambda_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em que $Y_i = [Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT}]'$; $D_i = [D_{i1}, D_{i2}, \dots, D_{iT}]'$; $\delta_i = [\delta_{i1}, \delta_{i2}, \dots, \delta_{iT}]'$ e $\varepsilon_i = [\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT}]'$ são vetores $(T \times 1)$. O símbolo “ \circ ” representa um produto elemento por elemento. $X_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT}]'$ é uma matriz $(T \times K)$ e $F = [f_1, f_2, \dots, f_T]'$ é a matriz de fatores de dimensão $(T \times R)$.

Para cada unidade de controle, o processo gerador de dados é dado por $Y_i = X_i' \beta + F \lambda_i + \varepsilon_i$, com $i \in \mathcal{C}$. Do conjunto de unidades de controle, ao serem empilhadas, tem-se:

$$Y_{co} = X_{co}\beta + F\Lambda'_{co} + \varepsilon_{co} \quad (5)$$

Em que $Y_{co} = [Y_1, Y_2, \dots, Y_{N_{co}}]$ e $\varepsilon_{co} = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_{N_{co}}]$ são matrizes $(T \times N_{co})$; X_{co} é uma matriz tridimensional $(T \times N_{co} \times p)$; e $\Lambda_{co} = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{N_{co}}]'$ é uma matriz $(N_{co} \times r)$, portanto, $X_{co}\beta$ e $F\Lambda'_{co}$ são matrizes $(T \times N_{co})$.

A identificação de β , F e Λ_{co} exige algumas restrições. Seguindo Bai (2009), fatores e cargas fatoriais devem ser normalizados, $F'F/T = I_r$, e ortogonais entre si, $\Lambda'_c\Lambda_c = D$, em que D é uma matriz diagonal.

O número de fatores é definido por meio de um algoritmo de “validação cruzada” que utiliza as informações do grupo de controle e da unidade tratada no período pré-intervenção. Tal algoritmo estima é baseado na estimação de um modelo de efeitos fixos interativos e minimização dos erros de previsão.

Suposições adicionais que incluem exogeneidade estrita, correção fraca entre os termos de erro, termos de erro independente e homocedásticos em cada *cross-section* e condições de convergência; podem ser vistas com mais detalhes em Xu (2017).

O estimador de Controle Sintético Generalizado para o ATT é dado pela diferença do resultado atual, $Y_{it}(1)$, e o contrafactual estimado $\hat{Y}_{it}(0)$. A estimação do contratual é realizada em três passos:

Estima-se um modelo de efeitos fixos interativos usando apenas o grupo de controle, obtendo $\hat{\beta}$, \hat{F} , $\hat{\Lambda}_c$:

$$\begin{aligned} (\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\Lambda}_c) &= \underset{\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\Lambda}_c}{\operatorname{argmin}} \sum_{i \in \mathcal{C}} (Y_i - X_i\hat{\beta} - \hat{F}\hat{\lambda}_i)' (Y_i - X_i\hat{\beta} - \hat{F}\hat{\lambda}_i) \\ \text{s. t. } &\hat{F}'\hat{F}/T = I_r \text{ e } \hat{\Lambda}'_c\hat{\Lambda}_c = D \end{aligned} \quad (6)$$

1. Estimar as cargas fatoriais para cada unidade tratada, minimizando o erro quadrático médio do resultado esperado previsto nos períodos pré-tratamento.

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_i &= \underset{\lambda_i}{\operatorname{argmin}} (Y_i^0 - X_i^0\hat{\beta} - \hat{F}^0\lambda_i)' (Y_i^0 - X_i^0\hat{\beta} - \hat{F}^0\lambda_i) \\ \text{s. t. } &(\hat{F}^0'\hat{F}^0)^{-1}\hat{F}^0'(Y_i^0 - X_i^0\hat{\beta}) \quad i \in \mathcal{J} \end{aligned} \quad (7)$$

2. Calcular o contrafactual para os tratados com base nas estimativas

$$\hat{Y}_{it}(0) = X'_{it}\hat{\beta} + \hat{\lambda}'_i\hat{f}_t \quad i \in \mathcal{J}, t > T_0 \quad (8)$$

O estimador do ATT_t é:

$$\widehat{ATT}_t = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i \in \mathcal{I}} [Y_{it} - \widehat{Y}_{it}(0)] \quad \text{para } t > T_0 \quad (9)$$

Por fim, a inferência do modelo é realizada com um procedimento de estimação da variância aplicando um procedimento de *bootstrap* paramétrico através de reamostragem dos resíduos. Segundo Xu (2017), a reamostragem de séries inteiras de resíduos, preserva a correlação serial para cada unidade observada.

O estimador de efeito médio do tratamento sobre as unidades tratadas (ATT) do método de controle sintético generalizado é essencialmente um método de previsão “*out-of-sample*” baseado no modelo de fatores.

3.2 Dados

Com o objetivo de estimar os determinantes do indicador de pobreza foi considerado como referencial teórico um modelo ao estilo de Bourguignon (2004), que estabelece uma relação entre pobreza, o nível médio de renda e a distribuição da renda.

Assim, o modelo adota como base estabelece o indicador de proporção de pobres em função de um indicador do nível de renda (renda domiciliar *per capita* média) e do nível de desigualdade de renda, mensurado pelo Coeficiente de Gini. Além das variáveis, foram consideradas variáveis que captam o nível educacional (escolaridade média em anos de estudo) e a situação do mercado de trabalho (taxa de desemprego)¹¹. A base de dados do estudo é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) levada a campo anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)¹². Foram considerados indicadores para o período de 1981 a 2014, que estão disponíveis na base do IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br>).

Com base em informações disponíveis sobre a legislação dos fundos estaduais de combate à pobreza, o grupo de controle foi definido com base no conjunto de unidade federativas que não haviam estabelecido um Fundo Estadual de Combate à Pobreza até o ano de 2014. De acordo com este critério, o potencial grupo de controle é então composto pelas seguintes unidades federativas: Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia, Roraima, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Vale ressaltar, que isso não significa que tais entes federativos

11 No modelo que apresentou resultados mais robustos, a variável de taxa de desemprego não foi utilizada em função da sua disponibilidade apenas em um período mais restrito, apenas a partir de 1992.

12 Uma vez que a PNAD não é realizada em anos em que a pesquisa censitária vai a campo, lacunas na base de dados foram preenchidas por interpolação de valores.

não adotem outras estratégias para o financiamento de políticas de combate à pobreza, assim como o Ceará possui outras formas de minimizar este problema.

4 RESULTADOS

Com o objetivo de avaliar o impacto do FECOP sobre os indicadores de proporção de pobres e de extremamente pobres no estado do Ceará, é fundamental a construção de um cenário contrafactual em que o FECOP não tivesse sido constituído, conforme exposto anteriormente. No contexto do problema analisado, a realização da avaliação de impacto exige a comparação da evolução das taxas de pobreza e extrema pobreza realmente observadas no período com trajetórias simuladas (contrafactuais) caso a intervenção não tivesse ocorrido.

A aplicação do método de Controle Sintético Generalizado permite a obtenção de um grupo de comparação representado por uma combinação de estados potenciais cuja evolução dos indicadores de pobreza no período pré-intervenção se aproxime daquela observada para o Ceará. A aplicação do método permite a obtenção de pesos para cada unidade do grupo de controle de forma a promover um bom ajuste das trajetórias no período pré-intervenção. Para a aplicação em questão, os pesos obtidos são apresentados na Tabela 1 a seguir, destacando os pesos para as análises do efeito do FECOP sobre as taxas de pobreza e extrema pobreza no Ceará.

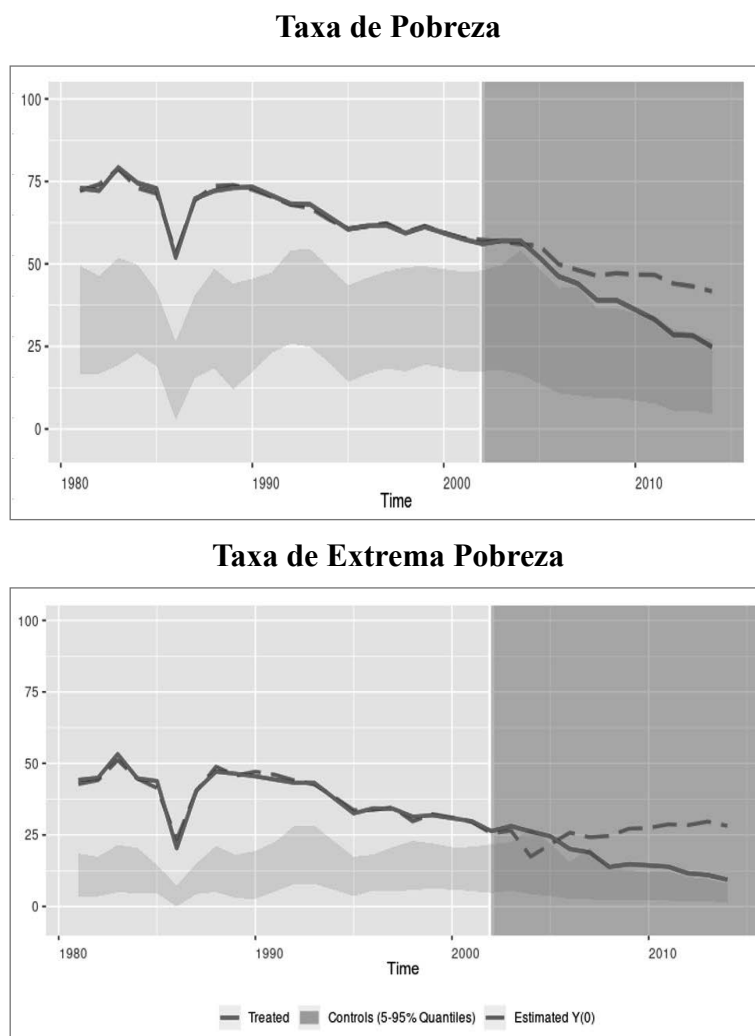
Tabela 1: Pesos Sintéticos Estimados para cada Unidade Federativa do Grupo de Controle.

UF	POBREZA	EXTREMA POBREZA
Rondônia	-0.682	-0.041
Acre	-0.077	-0.092
Amazonas	-1.498	-0.425
Roraima	-0.454	-0.761
Pará	-0.486	-0.023
Amapá	-0.095	-0.124
São Paulo	0.254	-0.067
Paraná	0.615	0.357
Santa Catarina	1.052	0.103
Rio Grande do Sul	0.369	0.073

Fonte: Estimativa dos autores, a partir dos dados da pesquisa.

O principal resultado desta avaliação é apresentado na Figura 2, a seguir, que apresenta as trajetórias das taxas de pobreza e extrema pobreza para o Ceará e para os controles sintéticos de cada uma delas.

Figura 2: Trajetória das taxas de pobreza e extrema pobreza: Ceará e Controle Sintético.



Fonte: Estimativa dos autores, a partir dos dados da pesquisa.

Em cada um dos gráficos da figura a área mais clara sinaliza o período pré-tratamento, enquanto a área escura sinaliza o período pós-tratamento, ou seja, de vigência do FECOP no estado. É possível verificar um bom ajuste entre o Ceará e o controle sintético no período pré-tratamento para cada um dos indicadores, uma vez que temos uma sobreposição das trajetórias. No período pós-tratamento observa-se que as trajetórias passam a divergir, destacando que as trajetórias das taxas de pobreza e extrema pobreza observadas para o Ceará declinam de forma mais acentuada. Essa divergência é um sinal importante a favor de um impacto do FECOP sobre a redução dos indicadores de pobreza no Ceará.

Como se pode perceber, a evolução das taxas de pobreza entre o Ceará e o

seu contrafactual começam a se distanciar alguns anos após o início da atuação do FECOP/CE no financiamento de projetos de combate à pobreza no estado. Estimativas do impacto do FECOP sobre a evolução dos indicadores de pobreza no estado, dadas pelas estimativas do efeito médio do tratamento sobre a unidades tratada (ATT), são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2: Efeito Médio do FECOP sobre Indicadores de Pobreza no Ceará

	Taxa de Pobreza					Taxa de Extrema Pobreza				
	ATT	S.E.	Cl.lower	Cl.upper	p.value	ATT	S.E.	Cl.lower	Cl.upper	p.value
2004	1.000	2.203	-3.065	5.557	0.664	8.809	6.751	-3.248	24.154	0.166
2005	-3.574	2.730	-8.290	2.326	0.200	2.769	7.282	-9.737	20.151	0.690
2006	-3.677	2.157	-7.249	1.555	0.128	-5.745	2.806	-10.431	0.160	0.052
2007	-4.097	3.037	-9.558	1.854	0.200	-5.279	4.479	-12.913	4.334	0.218
2008	-7.368	2.914	-13.233	-1.777	0.012	-10.838	3.187	-17.464	-5.293	0.000
2009	-8.168	3.513	-15.467	-1.666	0.014	-12.426	3.777	-19.483	-5.084	0.002
2010	-10.635	3.227	-17.264	-4.664	0.000	-13.108	3.779	-20.541	-5.777	0.000
2011	-13.486	3.847	-21.313	-6.402	0.000	-14.791	3.639	-21.977	-7.943	0.000
2012	-15.546	3.617	-23.106	-8.703	0.000	-16.866	4.569	-25.816	-8.376	0.000
2013	-14.902	3.986	-23.011	-6.967	0.000	-18.647	4.523	-27.501	-10.412	0.000
Impacto médio	-8.085	2.633	-13.121	-2.761	0.002	-8.613	3.276	-14.678	-2.168	0.010

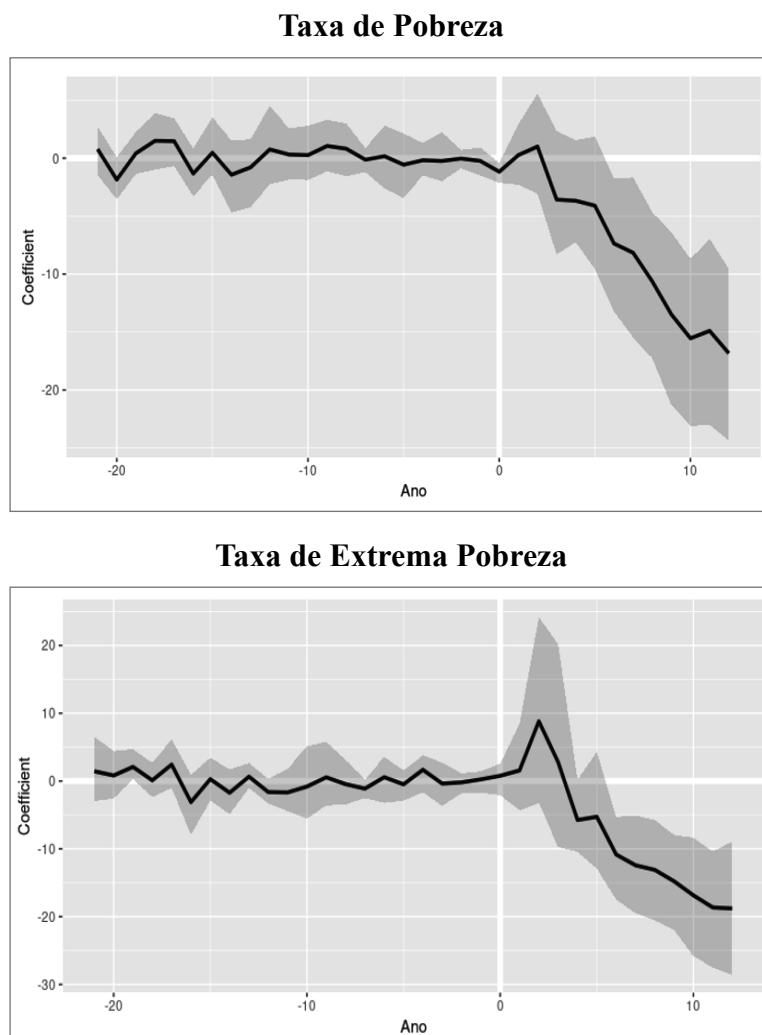
Fonte: Estimativa dos autores, a partir dos dados da pesquisa.

Os dados da Tabela 2 permitem uma análise ainda mais detalhada ao destacar a significância estatística do impacto do FECOP sobre os indicadores de pobreza do Ceará. Nessa tabela, são apresentadas estimativas do ATT para os anos que se seguiram após a criação do FECOP. É possível ver que o fundo passa a ter um impacto estatisticamente significativo (ao nível de significância de 5%) sobre os indicadores de pobreza no Ceará a partir de 2008.

O impacto médio do FECOP, ao longo do período analisado foi de aproximadamente 8%, tanto no indicador de pobreza, quanto no indicador de extrema pobreza. Também é possível verificar, pelos valores do ATT de cada ano, que o impacto segue aumentando, de forma que a redução da pobreza e pobreza extrema no Ceará se destaca cada vez mais da trajetória projetada pelo controle sintético. Com isso é possível projetar para uma continuidade dessa tendência, com uma ampliação dos impactos do FECOP.

Os gráficos da Figura 3, a seguir, apresentam estimativas das diferenças nas taxas de pobreza e extrema pobreza entre o Ceará e o Controle Sintético. Tais gráficos destacam a significância estatística do efeito do FECOP sobre estes indicadores mostrando o intervalo de confiança obtido pela aplicação do método de *bootstrap*, em que foram aplicadas 2 mil replicações.

Figura 3: Estimativa do efeito médio do FECOP sobre a taxa de pobreza no Ceará.



Fonte: Estimativa dos autores, a partir dos dados da pesquisa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente estudo é apresentar uma avaliação de impacto do Fundo Estadual de Combate à Pobreza do Ceará (FECOP/CE) sobre a trajetória de indicadores de pobreza e extrema pobreza do estado. Para tanto, se faz necessário a construção de um cenário contrafactual em que o FECOP não tivesse sido constituído.

Com base em indicadores para o período de 1981 a 2014, disponíveis na base do IPEADATA, foram estimadas trajetórias para a pobreza e pobreza extrema no Ceará e no grupo de controle adotado na análise. A definição deste grupo teve como base o conjunto de unidade federativas que não haviam estabelecido um Fundo Estadual de Combate à Pobreza até o ano de 2014, sendo composto pelos seguintes estados, Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia, Roraima, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

A avaliação de impacto foi realizada utilizando o método de Controle Sintético Generalizado, recentemente desenvolvido por Xu (2017) e ainda não aplicada no Brasil. Esta metodologia permite a obtenção de um grupo de comparação representado por uma combinação de estados potenciais cuja evolução dos indicadores de pobreza no período pré-intervenção se aproxime daquela observada para o Ceará. Essa abordagem busca unificar o método de controle sintético proposto por Abadie et al. (2010) com modelos lineares de efeitos fixos, obtendo uma estrutura simples, da qual o método de Diferenças-em-Diferenças é um caso especial.

Os resultados permitem inferir impactos positivos do FECOP/CE traduzidos em uma trajetória de redução mais acentuada da pobreza e pobreza extrema no estado. Tais resultados se mostraram estatisticamente significativos a partir de 2008. O impacto médio do FECOP, ao longo do período analisado foi de aproximadamente 8%, tanto no indicador de pobreza, quanto no indicador de extrema pobreza. Projeções das trajetórias destes indicadores apontam para uma continuidade dessa tendência, com uma ampliação dos impactos do FECOP.

Embora este trabalho tenha encontrado efeitos significativos do FECOP sobre a redução das taxas de pobreza e extrema pobreza no Ceará, deve-se indagar se a magnitude deste impacto é efetiva dado o montante de investimento que são

destinados a este fundo, ou seja, considerando o volume de repasse, será que esse efeito poderia ser maior se os projetos financiados pelo FECOP tivessem público alvo melhor definido. Assim, para trabalhos futuros, sugere-se a elaboração de uma análise de custo efetividade, comparando o gasto e o efeito do Fundo de Pobreza no Ceará com outro estado que também tenha aderido a esta política, a fim de identificar se outra unidade da federação está alcançando efeito semelhante com menos recurso.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABADIE, Alberto; DIAMOND, Alexis; HAINMUELLER, Jens. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. **Journal of the American statistical Association**, v. 105, n. 490, p. 493-505, 2010.

ABADIE, Alberto; DIAMOND, Alexis; HAINMUELLER, Jens. Comparative politics and the synthetic control method. **American Journal of Political Science**, v. 59, n. 2, p. 495-510, 2015.

BAI, Jushan. Panel data models with interactive fixed effects. **Econometrica**, v. 77, n. 4, p. 1229-1279, 2009.

BRASIL. Constituição (1988). Emenda Constitucional nº 31, de 14 de dezembro de 2000. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, introduzindo artigos que criam o Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza. In: CONSTITUIÇÃO DA REPÚBLICA FEDERATIVA DO BRASIL. Disponível em < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Constituicao/Constituicao.htm>. Acesso em 3 de setembro de 2018.

FILGUEIRAS, M. A. S. L. *Um estudo sobre o Fundo Estadual de Combate à Pobreza - FECOP para o fortalecimento do patrimônio individual das famílias de baixa renda do Estado do Ceará*. 75f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia do Setor Público - Sobral) - Universidade Federal do Ceará, Curso de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza, Ce, 2010.

FILHO, A. S. M. *O mapeamento da pobreza e da cobertura dos programas governamentais nos municípios do estado do Ceará*. 40f. Dissertação (Mestrado Profissional) – Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, UFC, Fortaleza, Ce, 2012.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os programas de transferência de renda do governo impactam a pobreza no Brasil? *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 65 n. 3, p. 267-288, jul./set. 2011.

MUNIZ, Lúcia de Fátima Dantas. *Contribuição do programa FECOP ao desenvolvimento do Ceará*. 87f. Dissertação (Mestrado Profissional) - Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, UFC, Fortaleza, Ce, 2010.

NOGUEIRA, C. A. G.; FORTE, S. H. A. C. A eficácia das políticas de combate à pobreza e os desafios na priorização das intervenções nos municípios cearenses. *Texto para Discussão*, n. 118, Fortaleza: IPECE, 2016.

NEVES, E. B. *Fundo de combate a erradicação da pobreza no estado do Rio Grande do Norte (FECOP): análise da sua evolução e aplicação no período de 2009 a 2012*. 45f. Monografia (Graduação em Ciências Contábeis), Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2013.

TEIXEIRA, F. F. C. *Análise de resultados e impactos do FECOP nos municípios cearenses com ênfase na educação*. 43f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia do Setor Público) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza-Ce, 2008.

XU, Y. Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models. **Political Analysis**, v. 25, n. 1, p. 57-76, 2017.

UM MODELO DE EQUILÍBRIO GERAL PARA O ESTADO DO CEARÁ: O MODELO DE ANÁLISES REGIONAIS ESTÁTICO – MARES/CE

Witalo de Lima Paiva*

Nicolino Trompieri Neto**

Ricardo A. de Castro Pereira***

Christiano Modesto Penna Francisco****

Germano Carvalho Lucio*****

Resumo

Este trabalho apresenta o modelo de equilíbrio geral computável para análises de políticas e avaliação de impactos do Estado do Ceará, o modelo MARES/CE. O modelo admite o Estado do Ceará como uma economia aberta e com governo, com fluxo comercial para o resto do país e para o exterior, diferentes fatores de produção e diferentes setores. Elaborou-se uma Matriz de Contabilidade Social para o Estado do Ceará e calibrou-se o modelo com a mesma. Realizou-se exercícios de simulação de políticas visando ilustrar a funcionalidade e o potencial analítico do MARES/CE. Os resultados obtidos com as simulações são plausíveis e estão de acordo com a teoria econômica. Conclui-se que o Estado do Ceará passa a possuir um poderoso instrumental analítico de políticas públicas e avaliação de impactos regionais.

Palavra-Chave: Ceará. Modelo de Equilíbrio Geral Computável. Análises Regionais.

Abstract

This paper presents the regional general equilibrium model for analysis of policies and impact assessment of the State of Ceará, the MARES/CE model. The model admits the State of Ceará as an open economy with government

* Doutor em Economia (CAEN/UFC). Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). E-mail: witalo.paiva@ipece.ce.gov.br. (85) 99973.7643 / (85) 3101.3505.

** Doutor em Economia (CAEN/UFC). Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). Prof. Dr. do Curso de Economia (UNIFOR). E-mail: nicolino.trompieri@ipece.ce.gov.br.

*** Doutorado em Economia (CAEN/UFC). E-mail: rpereira@caen.ufc.br.

**** Doutorado em Economia (CAEN/UFC). E-mail: cmp@gmail.com.br.

***** Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará - UFC (2014) e Mestre em Economia pelo CAEN/UFC (2017). E-mail: germanocarvalho@caen.ufc.br.

with commercial flow to the rest of the country and abroad, different factors of production and different sectors. A Social Accounting Matrix was prepared for the State of Ceará and the model was calibrated with it. Policy simulation exercises were carried out to illustrate the functionality and analytical potential of MARES/CE. The results obtained with the simulation are plausible and agree with the economic theory. We concluded that the State of Ceará now has a powerful analytical tool for public policies and regional impact assessment.

Keywords: Ceará, Computable General Equilibrium Model, Regional Analyses.

1 INTRODUÇÃO

Modelos exclusivamente baseados em matrizes insumo produto ou matrizes de contabilidade social vêm sendo constantemente questionados com relação ao viés apresentado ao tratar de políticas regionais. Nesse esteio, modelos computáveis de equilíbrio geral regionais surgiram como ferramenta de análise alternativa à essas técnicas e aos modelos puramente econométricos.

Rickman (1992) e Gillespie *et al.* (2001), por exemplo, mostram que os modelos de insumo produto tendem a superestimar o conhecido “efeito transbordamento” de programas de assistência, ao admitir um excesso de oferta de fatores preexistente. Parte disso se deve às hipóteses de preços fixos e oferta perfeitamente elástica, o que faz com que o efeito de benefícios líquidos - particularmente na criação de empregos - seja superestimado em modelos dessa natureza.

Além disso, como sustentam Partridge e Rickman (2010), a ausência de uma estrutura econômica explícita também limita potencialmente o uso de modelos de insumo-produto. Os autores alegam que tais modelos têm alcance limitado quando o propósito é avaliar políticas relacionadas ao aumento de atrativos de uma região para empresas e para famílias, tal como uma política fiscal regional.

Com relação aos modelos econométricos, devido à escassez de séries de dados regionais para diversas variáveis econômicas relevantes, sobretudo em termos desagregados por unidades federativas e/ou setores produtivos, os mesmos passam a ser questionáveis do ponto de vista estatístico e seus resultados tornam-se frágeis ao se analisar questões complexas que envolvem a necessidade de estimação de um número relativamente grande de parâmetros.

Os modelos de Equilíbrio Geral Computável, doravante CGE, passaram a ser uma extensão natural dos tradicionais modelos de contabilidade social e de insumo-produto. Os modelos CGE avançam no sentido de possibilitar variações nos preços relativos, e na substituição de fatores de produção e de produtos. Devido ao caráter multissetorial tornaram-se mais ricos em detalhes do que os usuais modelos macroeconômicos.

Apesar de existirem muitas diferenças nas formulações dos CGEs, a depender do objeto de estudo, esses modelos apresentam duas características comuns. Primeiro, por sua própria definição, são modelos de equilíbrio geral, pois englobam o conjunto da economia, e determinam endogenamente, através de programas microeconômicos de otimização, os preços relativos e as quantidades produzidas. Segundo, são modelos computáveis ou aplicados, pois resolvem numericamente o problema de equilíbrio geral, fornecendo resultados abrangentes e/ou detalhados dos efeitos de mudanças de políticas econômicas ou choques sobre as economias analisadas.

A base empírica dos modelos CGE é a Matriz de Contabilidade Social (MCS). A partir da MCS, a construção de um modelo CGE consiste em atribuir formas funcionais às preferências dos agentes econômicos tais que representem seus respectivos comportamentos no momento que produziram os fluxos de base presente na MCS. A ideia é que os valores expressos nestes fluxos são o resultado de ações comportamentais dos agentes econômicos presentes no modelo.

Com isso, pode-se dizer que os CGEs avançam no sentido de possibilitar variações nos preços relativos e na substituição de fatores de produção e de produtos. Também, devido ao caráter multissetorial, os CGEs são dotados de maior riqueza de detalhes, quando comparados aos modelos macroeconômicos ou Modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGEs).

Os campos mais privilegiados de aplicação destes modelos estão no estudo de questões que demandam, simultaneamente, análises globais e desagregadas. Nesse sentido, pode-se destacar as políticas comerciais, as políticas fiscais, a avaliação de estratégias alternativas de desenvolvimento, análises do crescimento econômico, mudanças estruturais, e análises de problemas setoriais e seus efeitos/ impactos no resto da economia.

Os modelos CGE são, portanto, frequentemente utilizados para análise de

políticas. Geralmente são retratadas preocupações com alterações nos dispositivos de política governamental como, por exemplo, alterações em alíquotas de imposto, concessão de subsídios, variações nos níveis de transferências entre agentes, e etc.

Diante do exposto acerca de uma escassez relativa de dados desagregados que possam gerar estatísticas confiáveis para análises desagregadas para o Estado do Ceará e da ampla possibilidade de aplicações e análises via modelos CGE, este trabalho apresenta o Modelo de Análises Regionais Estático para o Ceará – MARES/CE como instrumento teórico para realizações de simulações de políticas e avaliação de impacto de políticas públicas com foco no Estado do Ceará.¹

As seções a seguir apresentam em maiores detalhes as questões citadas nesta seção introdutória. Na Seção 2 reúne-se a literatura pertinente acerca da literatura de CGE regional, atentando para aplicações no Brasil e destacam-se as causas de optar por modelar o Ceará utilizando-se a hipótese de modelo de região única ou específica. A terceira seção descreve o modelo MARES via descrição dos agentes econômicos considerados na modelagem. A quarta seção aborda os dados utilizados e a calibração dos parâmetros. Na quinta seção, se realizou algumas simulações de políticas como forma de mostrar a funcionalidade do modelo. Por fim, se faz algumas considerações finais acerca do trabalho como um todo.

1 REFERENCIAL TEÓRICO

1.1 Modelos de Região Específica

Existem diferentes formas de se definir regiões em modelos CGE. Tais formas dependem, dentre outros fatores, do escopo do estudo e do nível de estratificação possível e/ou pretendido. De um modo ou de outro, esses modelos costumam ser divididos em dois tipos distintos: modelos *top-down* e modelos *bottom-up*. Modelos do tipo *top-down* enfatizam os recursos de toda a economia, enquanto modelos *bottom-up* se concentram em detalhes setoriais e tecnológicos.

Na literatura de CGE Regional uma quantidade considerável de modelos é concebida considerando apenas uma região. Por serem modelos projetados para fins específicos, vê-se tal abordagem como razoável, particularmente quando se trata de regiões pequenas como, por exemplo, o Condado de Churchill, no estado

¹ A terminologia MARES/CE foi escolhida a fim de refletir uma forma de identidade do modelo com o estado do Ceará. Uma vez que os “mares” são importantes para o Ceará tanto como cartão postal, do ponto de vista do turismo, quanto como meio de comunicação comercial com o resto do mundo.

de Nevada, considerado por Seung et al. (2000), ou Fort Collins, no Colorado, em estudo de Schwarm e Cutler (2006).

Uma possibilidade de aplicação que modelos CGE estáticos de região específica possuem é na área de avaliação de impacto de infraestrutura de transportes.² A maioria dos modelos de região específica foram originados da tradição de Dervis, De Melo e Robinson (1982). Por exemplo, o modelo IFPRI, do Instituto Internacional de pesquisa em política alimentar, desenvolvido por Lofgren, Harris e Robinson (2002) é um dos exemplos de modelos estáticos de região específica.

Os modelos CGE de região específica e estáticos são amplamente utilizados para várias avaliações empíricas, e apresentam certo grau de simplicidade que direcionam o foco analítico ao objeto de estudo. Muito embora apresentem um esboço simplificado, esses modelos de uso geral suprem as necessidades analíticas do recorte adotado. Destes modelos o mais conhecido é o modelo AMOS da Escócia, descrito em Harrigan *et al.* (1991) e utilizado de forma contínua nas duas últimas décadas.³

Para Menezes *et al.* (2006), a precisão e acurácia dos resultados dependem de um modelo bem ajustado. Ao listar características desejáveis para um bom modelo econômico, Devarajan e Robinson (2002) apontam, dentre outros aspectos, que a atualidade dos dados utilizados é de fundamental importância. Tal atualidade torna-se ainda mais válida e desejável quando o estudo considera o debate e/ou avaliação de políticas atuais em curso.

Apesar de existirem preocupações acerca da precisão dos resultados pelo fato de não permitirem *feedbacks* interregionais, expressas por Lofgren e Robinson (2002), resultados empíricos apontam que para as economias regionais com produção em torno de 10% da produção nacional, tais efeitos não apresentam magnitude expressiva. Para exemplificar considere que McGregor, Swales e Yin (1999) encontram basicamente os mesmos resultados para Escócia com o modelo AMOSRUK, como fizeram com o modelo AMOS.⁴

A construção de um modelo de “Região Única”, que poderíamos denominar de *bottom-up* “limitado”, é completamente adequado para fins de análise. Este

2 Por exemplo: Conrad (1997), McDonald (2005) e Chen e Haynes (2013).

3 AMOS: *A Macro-Micro Model of Scotland*.

4 O resto do Reino Unido é considerado como a outra região. McGregor, Swales e Yin (1996).

modelo considera as especificidades da estrutura produtiva local, mas, devido à pouca disponibilidade de dados, negligencia a retroalimentação interregional. Tal desconsideração não prejudica as análises, pois, tais transbordamentos são pouco relevantes, devido à dimensão relativa da economia do Estado do Ceará diante da economia nacional.⁵

Modelagens desse tipo já foram propostas para o Rio Grande do Sul em Fochezatto (2002) e, mais recentemente, em Braatz *et al.* (2015). É importante ressaltar que modelos com essa estrutura receberam suporte de organismos internacionais como o PNUD, por exemplo.⁶ Ressalta-se também que o modelo MARES é mais complexo do que o modelo MINIBR, o qual deu sustentação aos trabalhos citados neste parágrafo.

Outra questão importante com relação aos modelos apresentados em Fochezatto (2002) e Braatz *et al.* (2015) é que esses modelos são modelos dinâmicos, enquanto o modelo MARES é estático. De acordo com Ferreira Filho (2011), os modelos citados são calcados em “expectativas míopes”, ou seja, toda a fonte da dinâmica é dada exogenamente ao modelo. Sugere-se, então que, dada a atual conjuntura, exercícios desse tipo não sejam conduzidos.

2.2 Modelos de Equilíbrio Geral aplicados para o Brasil

O primeiro modelo CGE regional desenvolvido é conhecido por ORANI-ORES (Dixon, Parmenter e Sutton 1978; Dixon *et al.* 1982).⁷ Esse modelo é do tipo *top-down* e é baseado no trabalho seminal de Johansen (1960).⁸ A essência dessa abordagem é executar um modelo em um maior nível de agregação, para obter resultados agregados para toda a economia e, depois, decompor esses resultados através de um segundo modelo, o qual gera um conjunto de resultados regionais.

Baseando-se nos modelos do tipo ORANI, Guilhoto (1995) desenvolveu, para o Brasil, um modelo CGE para Planejamento e Análise de Políticas Agrícolas – PAPA. O PAPA é um modelo de uso genérico que foi inicialmente utilizado para se estudar o impacto de políticas agrícolas sobre os diversos setores

5 De acordo com IPECE (2011), a participação do PIB do estado do Ceará no PIB nacional evoluiu de 1,9% no ano 2000 para 2% em 2010. Tal participação permanece para os anos de 2010 a 2013 IPECE (2016). Isso sugere que a participação do Estado no PIB não varia substancialmente em intervalos curtos de tempo.

6 Ver Fochezatto (2002).

7 ORES (*Orani Regional Equation System*). Baseia-se num método concebido em Leontief *et al.* (1965).

8 Considerado o pioneiro a propor resolução do sistema *Walrasiano* na forma de equações linearizadas, obtendo soluções em taxas de crescimento.

de São Paulo e sobre a economia brasileira como um todo. Da mesma forma, o modelo permite que se estude o impacto de políticas não agrícolas sobre o setor agrícola.

Dixon e Parmenter (1996) desenvolveram a tecnologia de previsão em modelos CGE multirregionais com base no modelo MONASH-MRF.⁹ Sob a mesma tecnologia Haddad (1999) constrói o primeiro modelo CGE interregional totalmente operacional para o Brasil, o chamado B-MARIA (*Brazilian Multisectorial And Regional/Inter Regional Analysis*). Deste modelo, vários outros foram derivados como, por exemplo, o B-MARIA-SP [Domingues e Haddad (2003)], o B-MARIA-27 [Haddad (2004)], o B-MARIA-27-IT [Haddad e Perobelli (2005)] e o B-MARIA-RS [Porsse (2005)].

Objetivando a especificação e implementação de um sistema de informações integrado para projeções macroeconômicas e análises de políticas econômicas, Haddad e Domingues (2001) desenvolveram o *Economic Forecasting Equilibrium System* – EFES, com capacidade para gerar projeções anuais para a economia brasileira.

Domingues (2002) insere o detalhamento dos fluxos externos, tais como origem e destino para importações e exportações regionais, até então característica de modelos globais e nacionais. A partir dessa especificação, visando projetar o impacto da formação da ALCA sobre o espaço econômico regional brasileiro e sua estrutura setorial, cria um modelo para análise chamado *São Paulo Applied Regional Trade Analysis* – SPARTA.¹⁰

Uma classe específica de modelos CGE regionais, os modelos do tipo *bottom-up*, foram aplicados para uma ampla gama de questões nacionais e regionais. Exemplos de aplicações para as políticas/eventos nacionais são encontrados em Domingues e Haddad (2002) e Domingues e Lemos (2004). Nesses estudos utilizou-se um modelo que divide o Brasil em apenas duas regiões, a saber, o estado de São Paulo e o resto do país. Esta modelagem torna-se relativamente simplificada quando comparada aos modelos do tipo TERM, que acomoda desagregações de um número maior de regiões.¹¹

Visando avaliar os impactos regionais de longo prazo da implantação de três

9 *Monash Multiregional Forecasting*.

10 ALCA: Área de Livre Comércio das Américas.

11 TERM: *The Enormous Regional Model*. Para maiores detalhes ver Horridge, Madden e Wittwer. (2003).

refinarias de petróleo anunciadas para a região Nordeste do Brasil, Ribeiro (2017) desenvolveu um modelo CGE interregional dinâmico denominado B-NORIM.¹² Contudo, algumas simplificações adotadas podem comprometer a precisão dos resultados como, por exemplo, a matriz utilizada ter sido regionalizada e a dinâmica gerada ser obtida a partir de um processo *ad hoc* de taxas de crescimento do produto e investimentos.

Novamente, salienta-se que a disponibilidade de dados e as especificidades do estado do Ceará impossibilitam ou tornam desnecessárias análises como as apresentadas acima. Por fim, e conforme citado anteriormente, há ainda os trabalhos de Fochezzatto (2002) e Braatz *et al.* (2015), mais em linha com o modelo aqui proposto.

3 O MODELO TEÓRICO: MARES/CE

Em modelos teóricos CGE o conjunto de formas funcionais que caracterizam o sistema de equilíbrio geral deve expressar as motivações e as restrições dos agentes da economia que está sendo investigada. Na definição das equações, deve-se ter o cuidado de compatibilizar os fundamentos microeconômicos, que refletem o comportamento individual dos agentes, com o fechamento macroeconômico do modelo.

No MARES, os agentes econômicos que possuem equações comportamentais são as famílias, o governo, os setores produtivos ou econômicos, o resto do Brasil e o resto do mundo. As especificações dos agentes apresentam-se como segue.

3.1 Família Representativa

As famílias recebem o rendimento dos fatores e, após a dedução do imposto sobre a renda, definem o montante de sua renda líquida destinado consumo e poupança. A demanda de consumo das famílias decorre da maximização de uma função utilidade do tipo Cobb-Douglas, restrita à renda disponível. Assim, o problema da família representativa tem a seguinte forma:

$$\max_{C_i^F} UU = \prod_i (C_i^F)^{\alpha_i} \quad s. t. \quad \sum_i p_i^{qF} C_i^F \leq \sum_h p_h^f FF_h - S^S - T_H^D + tr_H \quad (1)$$

onde UU representa a utilidade; C_i^F o consumo doméstico do i -ésimo bem; FF_h a dotação do h -ésimo fator; S^S a poupança das famílias; T_H^D o imposto direto

¹² B-NORIM: *Brazilian Northeast Inter-regional Model*.

sobre as famílias e tr_H as transferências às famílias. Já p_i^{qF} e p_h^f representam os preços do i -ésimo bem composto final e do h -ésimo fator, respectivamente. Por fim, α_i representa o parâmetro de participação do gasto de cada bem na renda, com $0 \leq \alpha_i \leq 1$ e $\sum_i \alpha_i = 1$.

3.2 Setores

Os setores podem ser vistos como empresas que maximizam lucro e, dessa forma, otimizam o emprego de fatores e o uso de insumos intermediários. Os insumos intermediários são utilizados em proporções fixas, juntamente com um bem composto que resulta da utilização de capital e trabalho. A demanda por esses dois fatores decorre do processo de maximização do lucro sujeito a restrição tecnológica existente.

Com base nos preços relativos, internos e externos, os setores definem a proporção de sua produção ofertada no estado e exportada para fora dele. A produção exportada é desmembrada em exportações para o resto do país e exportações para o resto do mundo. A parcela da produção doméstica destinada às exportações atende às demandas externas, do resto do Brasil e do resto do Mundo.

Insumos intermediários são utilizados no processo de produção dos setores. Devido a essa característica, o processo de produção é dividido em duas etapas. Na primeira etapa, capital e trabalho são combinados para a produção de um fator composto. Na segunda etapa, o fator composto é combinado com insumos intermediários para gerar o produto estadual.

Quanto à tecnologia neste processo de produção de duas etapas, assume-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas para a primeira fase, e uma função de produção de tipo Leontief para a segunda fase. Também é importante ressaltar que, na segunda etapa, a firma maximiza lucros atentando para os impostos diretos que incorrem sobre o valor do produto estadual bruto. Os problemas de maximização de lucro para o i -ésimo setor são específicos para cada etapa e podem ser escritos da seguinte forma:

Primeira etapa:

$$\max_{F_{hi}} \pi_j^y = p_i^y Y_i - \sum_h p_h^f F_{hi} \quad ; \quad Y_i = b_i \prod_h F_{hi}^{\beta_{hi}} \quad (2)$$

Segunda etapa:

$$\begin{aligned} \max_{Y_i, X_{ji}} \pi_i^z &= p_i^z Z_i^S - \left(p_i^y Y_i + \sum_j p_j^{qF} X_{ji} \right) \quad ; \quad Z_i^S \\ &= \min \left(\frac{X_{ji}}{\alpha x_{ji}}, \frac{Y_i}{\alpha y_i} \right) \quad \forall i \quad (3) \end{aligned}$$

onde π_i^y e π_i^z representam, respectivamente, os lucros do i -ésimo setor produtor do fator composto Y_i na primeira etapa e do produto estadual bruto Z_i^S na segunda etapa; Y_i é o fator composto; $F_{h,i}$ o h -ésimo fator produtivo; Z_i^S a produção estadual bruta do i -ésimo setor e $X_{j,i}$ o j -ésimo insumo intermediário usado pelo i -ésimo setor. Já p_i^y , p_h^f , p_i^z e p_j^{qF} representam os preços do i -ésimo fator composto, do h -ésimo fator, do i -ésimo produto estadual bruto e do j -ésimo insumo intermediário. Os parâmetros $\beta_{h,i}$, b_i , $ax_{j,i}$ e ay_i são, respectivamente, os coeficientes de participação na função de produção de fator composto, de escala na função de produção de fator composto; de conversão do j -ésimo insumo intermediário em uma unidade de produto do i -ésimo bem e de conversão do i -ésimo bem composto em uma unidade de produto do i -ésimo bem.

3.3 Comércio Exterior

O setor externo, composto pelo resto do Brasil e pelo resto do Mundo, assim como o Governo, apresenta papel relativamente passivo no modelo MARES, pois as exportações são definidas pelas empresas domésticas e as importações pelos consumidores domésticos intermediários e finais.¹³

Para simplificar o tratamento de uma economia aberta, supõe-se que a economia do Ceará é relativamente pequena, e que não tem impacto significativo no resto do mundo. Em outras palavras, os preços de exportação e importação (nacionais e importados) são dados exogenamente para esta economia. Suposição totalmente condizente com a realidade. Além disso, supõe-se que o Estado negocia com o resto do Brasil e com o resto do Mundo. Com efeito, esses dois conglomerados devem ser vistos como os únicos parceiros comerciais do Estado do Ceará.

Em relação ao comércio internacional, deve-se distinguir dois tipos de variáveis de preço, um em termos da moeda doméstica, p_i^{xW} e p_i^{mW} , e o outro em termos da moeda estrangeira, p_i^{USxw} e p_i^{USmw} . Esses preços são ligados entre si por uma margem de comercialização (mg^w) que envolve também a taxa de câmbio:

$$p_i^{xW} = mg^w \cdot p_i^{USxw} \quad \forall i \quad (4)$$

$$p_i^{mW} = mg^w \cdot p_i^{USmw} \quad \forall i \quad (5)$$

Além disso, presume-se que a economia enfrenta restrições no balanço de pagamentos que podem ser descritas com os preços de exportação e importação

13 Isso equivale à hipótese de que o Ceará seria um “pequeno país” ou, em outras palavras, uma “pequena economia”.

em moeda estrangeira:

$$\sum_i p_i^{US\$xw} X_i^W + S_{US\$}^W = \sum_i p_i^{US\$mw} M_i^W \quad (6)$$

onde os preços p_i^{xW} , p_i^{mW} , $p_i^{US\$xw}$ e $p_i^{US\$mw}$ são, respectivamente, os preços de exportação em termos de moeda nacional, de exportação em termos de moeda estrangeira, de importação em termos de moeda nacional e de importação em termos de moeda estrangeira. As variáveis X_i^W e M_i^W representam as exportações, para o resto do mundo e as importações, do resto do mundo, respectivamente. Já as variáveis $S_{US\W e S^W representam o déficit em conta corrente em moeda estrangeira e o déficit em conta corrente em moeda nacional.

3.4 Bem Composto

A parcela da produção doméstica disponível para o Ceará é combinada com produtos relativamente homogêneos importados do resto do país e do resto do Mundo. Ao final desse processo, tem-se um bem final que atende o consumo das famílias, do governo, atende a demanda por investimentos e é canalizado para insumos intermediários de outros setores.

O MARES/CE admite que o Estado do Ceará é uma pequena economia aberta. Isso requer que se considerem diferenças (ou similaridades) entre bens setoriais produzidos/consumidos no mercado interno e importados/exportados. É necessário, portanto, supor que sejam imperfeitamente substituíveis uns com os outros, ou seja, os bens de fabricação local/nacional são supostamente semelhantes, mas ligeiramente diferentes dos bens importados.

O pressuposto de Armington implica que os setores e demandantes finais não consomem ou utilizam diretamente bens setoriais locais, mas sim o chamado “bem composto de Armington”, que compreende uma composição das importações dos produtos setoriais nacionais e importados e dos bens setoriais locais correspondentes. Para tanto, será assumido a existência de setores virtuais que se comportam de modo a maximizar seus lucros, escolhendo uma combinação adequada de produtos setoriais locais e nacionais.

O problema de otimização para o i -ésimo setor produtor do bem composto de Armington pode ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \max_{M_i^C, M_i^W, Q_i^S} \pi_i^{qF} &= p_i^{qF} Q_i^F - [p_i^{qS} Q_i^S + p_i^{mC} M_i^C + (1 + \tau^m) p_i^{mW} M_i^W] \\ \text{s. t.} \quad Q_i^F &= \gamma_i (\delta q_i^S (Q_i^S)^{\eta_i} + \delta m_i^C (M_i^C)^{\eta_i} + \delta m_i^W (M_i^W)^{\eta_i})^{\frac{1}{\eta_i}} \end{aligned} \quad (7)$$

onde π_i^{qF} representa o lucro do setor local que produz o i -ésimo bem final; p_i^{qF} , p_i^{mC} e p_i^{qS} : são os preços respectivamente de oferta do i -ésimo bem final; de demanda (incorpora impostos) pelo i -ésimo bem do resto do país e de demanda pelo i -ésimo bem (bruto) doméstico. Já Q_i^S , M_i^C e M_i^W são as demandas pelo i -ésimo bem (bruto) doméstico, pelo i -ésimo bem importado do resto do país e pelo i -ésimo bem importado do resto do mundo, respectivamente. τ_i^m é a alíquota de importação sobre o i -ésimo bem importado do resto do mundo. Os coeficientes γ_i e δm_i^C , δm_i^W , δq_i^S são, respectivamente, de escala da função de produção do bem composto de Armington e de participação na função de produção de bens compostos de Armington. Por fim, o parâmetro η_i é definido pela elasticidade de substituição entre bem local e nacional.

3.5 Oferta: Interna, para o Resto do Brasil e para o Resto do Mundo

Agora se precisa analisar as decisões estratégicas de oferta, ou seja, a forma como são tomadas as decisões com relação ao que é ofertado internamente para o Estado do Ceará, para o resto do país, e para o resto do mundo. É assumido que os setores transformam a produção interna bruta através de um processo de transformação imperfeita, o qual é expresso com base numa função de elasticidade de transformação constante (CET).

A oferta depende dos preços relativos entre bens estaduais, bens do resto do Brasil, e bens do resto do mundo. Uma maior elasticidade de transformação tende a tornar a razão entre a oferta “Ceará/Fora do Ceará” mais sensível a uma mudança nos preços relativos.

Na primeira etapa o setor escolhe o quanto será produzido para consumo local e quanto será enviado para fora do Estado. O problema de maximização de lucros para o i -ésimo setor que transforma seu produto estadual bruto em bens para consumo doméstico e não-doméstico pode ser expresso do seguinte modo:

$$\begin{aligned} \max_{Z_i^S, X_i^C, X_i^W, Q_i^S} \pi_i^{zS} &= \left(p_i^{qS} Q_i^S + p_i^{xC} X_i^C + p_i^{xW} X_i^W \right) - (1 + \tau_i) p_i^z Z_i^S \\ \text{s. t.} \quad Z_i^S &= \theta_i \left(\xi q_i^S (Q_i^S)^{\phi_i} + \xi x_i^C (X_i^C)^{\phi_i} + \xi x_i^W (X_i^W)^{\phi_i} \right)^{\frac{1}{\phi_i}} \end{aligned} \quad (8)$$

onde π_i^{zS} representa o lucro do setor envolvido na i -ésima transformação. Os preços de oferta do i -ésimo bem setorial, de oferta do i -ésimo bem a ser exportado para o resto do Brasil, de oferta do i -ésimo bem a ser exportado para o resto

do Mundo e de demanda do i -ésimo produto estadual bruto são representados respectivamente por p_i^{qS} , p_i^{xC} , p_i^{xW} e p_i^z . A variável Q_i^S é oferta para o estado, X_i^C representa as exportações totais para o Resto do Brasil, X_i^W as exportações totais para o Resto do Mundo e Z_i^S a produção estadual bruta. τ_i representa a alíquota de imposto sobre o i -ésimo bem produzido no estado (soma das alíquotas de ICMS e Outros impostos). O coeficiente θ_i representa o coeficiente de escala da i -ésima função de transformação. Os parâmetros ξq_i^S , ξx_i^C e ξx_i^W são os coeficientes de participação para o i -ésimo bem de transformação. Por fim, ϕ_i é um parâmetro definido pela elasticidade da transformação.

3.6 Governo

Arrecita do governo é definida pelos tributos, cujas alíquotas são exógenas. Os componentes da despesa, como o consumo e as transferências, são exógenos. No entanto, tanto as receitas como as despesas dependem dos preços e, por isso, pode-se dizer que os seus níveis são determinados endogenamente no modelo.

O Governo coleta impostos, consome bens e serviços, poupa/investe, além de receber transferências e conceder subsídios.¹⁴ A modelagem do governo depende do propósito da análise, da disponibilidade de dados, e até mesmo da conveniência e/ou preferência do modelador. Assim, a modelagem do governo apresentada aqui é apenas um exemplo dentre várias especificações possíveis e fora escolhida por melhor adequar-se à estrutura modelada.

O modelo assume-se que o Governo recolhe um montante de impostos diretos T_H^D sobre o rendimento familiar advindo da imposição das alíquotas τ_H^D . São impostas, ainda, tarifas de ICMS e de Outros impostos (OUT) e impostos sobre importação de produtos do exterior. Tais alíquotas são respectivamente denotadas por τ_i^{ICMS} , τ_i^{OUT} e τ_i^m . Os totais de arrecadação, em cada atividade, com cada um desses impostos também é notado por T_i^{ICMS} , T_i^{OUT} e T_i^m . O Governo também realiza aportes monetários para as famílias cearenses e realiza transferências entre esferas de governos, cuja notação aqui será dada por tr^H e tr^G .

Por hipótese, assumimos que o Governo direciona suas receitas fiscais em transferências, consumo e poupança, e que o Governo consome cada bem em proporções fixas do total das despesas públicas. As equações-chave para o ente governamental são expostas a seguir.

¹⁴ Apesar de o resultado líquido ser considerado, as transferências se dão em ambos os sentidos.

$$T_H^D = \tau_H^D \sum_h p_h^f FF_h \quad (9)$$

$$T_i^M = \tau_i^m p_i^{mW} M_i^W \quad \forall i \quad (10)$$

$$T_i^{ICMS} = \tau_i^{ICMS} p_i^z Z_i^S \quad \forall i \quad (11)$$

$$T_i^{OUT} = \tau_i^{OUT} p_i^z Z_i^S \quad \forall i \quad (12)$$

$$G_i^F \leq \frac{\mu_i}{p_i^{qF}} \left(T_H^D + \sum_i (T_i^M + T_i^{ICMS} + T_i^{OUT}) - S^G - tr^H \right) \quad \forall i \quad (13)$$

onde T_H^D representa a arrecadação de imposto direto incidente sobre as famílias, T_i^M a arrecadação de imposto sobre o i -ésimo bem importado do resto do mundo (RM), T_i^{ICMS} a arrecadação de ICMS sobre o bem setorial i e T_i^{OUT} a arrecadação de outros impostos sobre o bem setorial i .

Por sua vez, cada uma das arrecadações descrita acima baseiam-se, respectivamente nas alíquotas τ_H^D , τ_i^m , τ_i^{ICMS} e τ_i^{OUT} . FF_h é a dotação do h -ésimo fator para o agregado familiar, Z_i^S a produção estadual bruta do i -ésimo setor, $E G_i^F$ é o consumo do governo do i -ésimo bem setorial, tr^H são as transferências do governo para as famílias e S_g a Poupança do governo. M_i^W e M_i^C são as importações do i -ésimo bem setorial estrangeiro e nacional, respectivamente. Os preços p_i^z , p_h^f , p_i^{mC} e p_i^{mW} representam, respectivamente, os preços do i -ésimo produto estadual bruto, do h -ésimo fator, do i -ésimo bem setorial importado do resto do Brasil e do i -ésimo bem setorial importado do resto do mundo. Por fim, μ_i representa a participação do i -ésimo bem na despesa pública.

3.7 Poupança e Investimento

Como já apresentado, o MARES é um modelo estático. Com isso, embora não se possa modelar o investimento de maneira perfeitamente coerente com a teoria econômica, por ser este um fator dinâmico, e que tenha embasamento dos dados, é preciso incorporá-lo de alguma forma. Aqui, será suposto que existe um agente de investimentos que coleta recursos das famílias, dos governos e do setor externo e os gasta na compra de bens de investimento proporcionalmente a uma quota constante λ_i .

Com efeito, podemos descrever seu comportamento usando a função de demanda de investimento, a seguir:

$$I_i^F = \frac{\lambda_i}{p_i^{qF}} (S^G + S^S + S^C + S^W) \quad \forall i \quad (14)$$

onde S^S , S^C , S^G e S^W representam, respectivamente, a poupança das famílias e a poupança do resto do Brasil realizada no estado, a poupanças do governo e os déficits em conta corrente em moeda nacional (o equivalente à poupança externa). I_i^F representa a demanda de investimento pelo i -ésimo bem setorial e P_i^{qF} o preço do i -ésimo bem composto final. O parâmetro λ_i é a participação da despesa do i -ésimo bem no investimento total.

As variáveis entre parênteses do lado direito de (14) correspondem ao total de poupança, consistindo em poupanças por parte do agregado familiar, do governo e do setor externo. Note que, como a soma do parâmetro de compartilhamento (λ_i) é igual à unidade, a equação 14 implica que a poupança total em uma economia é sempre igual ao seu investimento total. Então, supondo que as poupanças das famílias e dos governos são determinadas por propensões médias constantes a poupar, tem-se que:

$$S^S = ss^S \sum_h p_h^f FF_h \quad (15)$$

$$S^G = ss^G \left(T_H^D + \sum_i (T_i^M + T_i^{ICMS} + T_i^{OUT}) \right) \quad (16)$$

onde ss^S e ss^G representam as propensões médias a poupar da família representativa e do governo, respectivamente. Embora a poupança seja fortemente exógena, a equação (15) pode vir a contribuir para a sua calibração. Além disso, a poupança estrangeira (S^W) e a poupança do resto do país (S^C) também são tidas como variáveis exógenas.

3.8 Fechamento Macroeconômico

A condição de equilíbrio incluída no MARES é a de igualdade entre a oferta e a demanda do produto de cada setor, a qual decorre de ajustamentos nos preços e nas quantidades. Especificamente se tratando do nível de preços, a distinção entre preços básicos e preços ao consumidor é sempre respeitada.

O MARES/CE descreve comportamento de agentes econômicos, como as famílias, os setores, o governo, o agente de investimentos e o setor externo, com um conjunto de equações. Deve-se, portanto, impor as condições de mercado para que a demanda atenda à oferta em todos os mercados. Isso é feito da seguinte forma:

$$Q_i^F = C_i^F + G_i^F + I_i^F + \sum_j X_{ij} \quad \forall i \quad (17)$$

$$\sum_i F_{h,i} = FF_h \quad \forall h \quad (18)$$

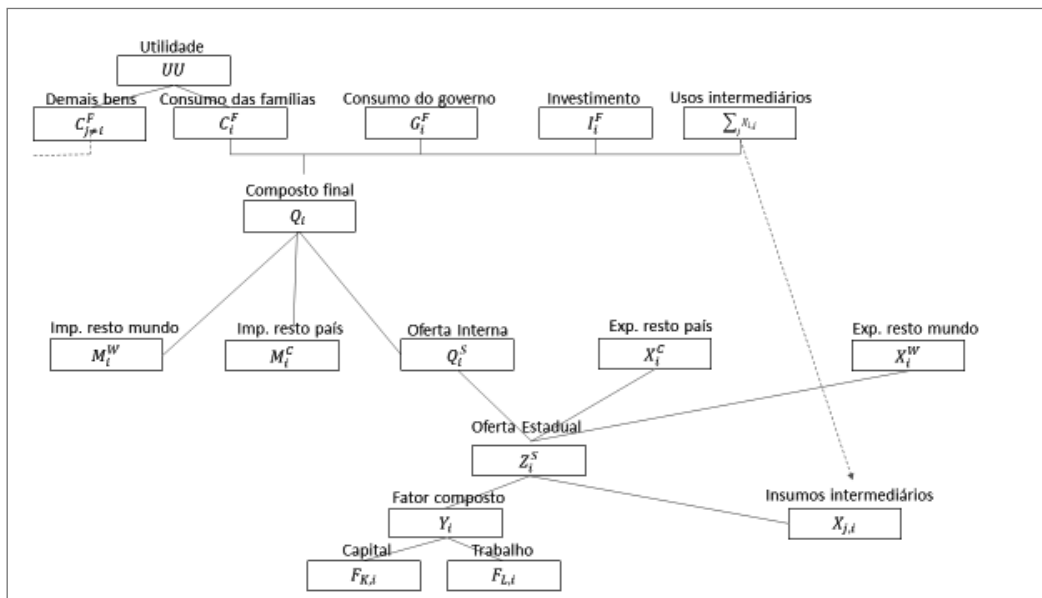
$$p_i^{qS} = (1 + \tau_i)p_i^z \quad \forall i \quad (19)$$

A condição de compensação de mercado para os bens compostos de Armington é descrita pela expressão (17). Conforme discutido, o bem composto final (Q_i^F) é utilizado pelo agregado familiar, pelos governos e pelo agente de investimento, bem como insumo intermediário. A equação (18) é a condição de compensação do mercado de fatores. Já a condição (19) garante o equilíbrio entre o preço de demanda e o preço de oferta.

Em suma, o modelo deve apresentar equilíbrio no mercado de produtos. A oferta setorial do produto composto, produção mais importações, deve ser igual à demanda intermediária e final, interna e externa. É necessária uma identidade onde a poupança agregada seja igual ao investimento agregado, caracterizando um fechamento macroeconômico do tipo neoclássico onde o investimento é equivalente aos componentes da poupança.

Em suma, a estrutura organizacional do MARES apresenta-se da seguinte forma:

Figura 1: Estrutura do Modelo MARES/CE



Fonte: Elaboração própria.

4 DADOS E CALIBRAÇÃO

4.1 Matriz de Contabilidade Social - MCS

O modelo MARES requer valores de parâmetros e variáveis exógenas que podem ser obtidos a partir da chamada Matriz de Contabilidade Social (MCS).

Segundo King (1985), a MCS apresenta duas funções: a primeira, é a organização de informações de natureza econômica e social de um país, região, ou qualquer outra unidade de interesse, para um determinado período, através do princípio das partidas dobradas. Uma vez que a MCS fornece dados apenas de um período e que análises de efeitos causados por intervenções requerem um modelo plausível/aplicável, a segunda função da MCS é servir de base de dados para calibração do modelo a ser utilizado.

Além disso, a MCS permite uma visualização condensada das contas econômicas. O sistema matricial permite que cada fluxo seja anotado apenas uma vez, já que pode ser lido simultaneamente como débito e crédito, a depender do sentido em que se leia¹⁵. Como consequência, a visualização de grandes quantidades de informação é facilitada e o leitor pode acompanhar com rapidez o intrincado fluxo de renda em uma economia complexa (KING, 1985).

Round (2003) enumera três características principais de uma MCS. Primeiro, a MCS é uma matriz quadrada, onde as linhas e colunas de cada conta representam as receitas e despesas, respectivamente. Segundo, a MCS contém as principais atividades do sistema econômico, ou seja, consumo, produção, acumulação e distribuição. Por último, a MCS é uma estrutura flexível, onde as contas podem ser desagregadas de acordo com o interesse do investigador desde que o detalhamento da distribuição da renda esteja sempre presente.

A construção de MCS com o intuito de alimentar modelos CGE a nível nacional pode ser vista, por exemplo, em Urani et al. (1994), em Andrade e Najberg (1997), e em Tourinho, Silva e Alves (2006). Tratando-se de unidades federativas menores, têm-se os exemplos de Nuñez e Kureski (2011), que desenvolveram uma MCS para o Paraná, e de Fochezatto e Curzel (2005), que descrevem o processo de construção de uma MCS para o Rio Grande do Sul. Este último trabalho destaca ainda que, além de ser um banco de dados para modelos CGE, as MCS servem

¹⁵ Em contraste, o sistema de razãoetes (*T-accounts*), por exemplo, necessita que cada informação seja duplamente anotada, uma para sua origem e outra para seu destino.

de fonte de informação para a análise conjuntural e para pesquisas de impacto econômico.

Vale destacar que não existe forma única de desagregar e organizar os dados em uma MCS, Andrade e Najberg (1997) afirmam que o nível de desagregação deve depender do objetivo do estudo. Além disso, uma vez que a MCS evidencia a interdependência entre os principais agentes integrantes de um sistema econômico, destacam a importância da atualidade/contemporaneidade dos dados para o uso da matriz como instrumento analítico.

A Matriz de Contabilidade Social para economia do Estado do Ceará (MCS/CE) é composta de diversas contas. Esta versão do MARES apresenta duas versões para divisão da atividade econômica, 6 e 16 setores¹⁶ de atividade, e dois fatores de produção, capital e trabalho. As instituições são divididas em família representativa, ente governamental, conta de investimento/poupança, resto do país e resto do mundo. E, três tipos diferentes de impostos, ICMS, Outros impostos (inclusive IPI) menos subsídios e Imposto de importação.

Como destacado, a construção de um modelo de equilíbrio geral para a economia cearense requer a construção de uma Matriz de Contabilidade Social que, de maneira simplificada, corresponda a um grupo de informações consistentes relativas a essa economia. A MCS-CE foi construída com base nos dados das Tabelas de Recursos e Usos do Ceará (TRU/CE), referente ao ano de 2013, além de diversas informações divulgadas pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) através da publicação CEARÁ EM NÚMEROS (IPECE, 2013 e 2016).

Não existe uma correspondência imediata entre as TRUR/CE e a MCS/CE, sendo necessário, no processo de construção desta última, realizar algumas adaptações e modificações a partir da primeira.

Uma adaptação importante é a transformação da oferta em nível de produto para atividade. Em geral, as atividades são responsáveis pela produção de produtos diversos. Por exemplo, Indústrias de transformação produzem bens inerentes à Construção civil, que por sua vez produz bens das Indústrias de transformação, além de serviços de Atividades imobiliárias. Para lidar com esta questão e transformar a

16 Os exercícios na seção de simulações consideram 6 setores. Contudo, simulações idênticas são expostas com 16 setores nas tabelas 3 e 4 em anexo.

oferta para nível de atividade, em geral adotam-se hipóteses de tecnologia baseada na indústria e *market-share* das atividades¹⁷.

Outra diferença relevante entre informações contidas na TRU/CE e MCS/CE é que na TRU/CE o consumo é valorado a preços de consumidor, incluindo, portanto, margens de transporte e comércio. Entretanto, estas margens, na verdade, configuram-se em produtos típicos das atividades Transporte e Comércio, respectivamente. As frações destas margens contidas no consumo intermediário das atividade e componentes da demanda final foram retiradas e realocadas como consumo de produtos de Transporte e Comércio.

A partir da Tabela de Recursos de Bens e Serviços – 2013 é possível calcular as frações destas margens contidas nos valores a preços de consumidor e, a partir destas frações, retirar e realocar seus respectivos valores como consumo de margens de comércio e transporte na Tabela de Usos de Bens e Serviços que é utilizada na construção da MCS/CE.

4.2 Calibração e Equilíbrio Base

A conexão entre a MCS e o MARES deve-se à possibilidade de obtenção dos valores transacionados na MCS a partir de arranjos algébricos de expressões modeladas a partir da teoria econômica. Essa abordagem permite o preenchimento da MCS com equações que descrevem, em termos conceituais, como se determina os valores correspondentes das transações.

O método conhecido por calibração estima os valores dos coeficientes e variáveis exógenas com base em uma observação de uma economia considerada, *a priori*, em equilíbrio. Geralmente, existe o requerimento de que o número de variáveis endógenas não exceda o número de equações do modelo. Caso isso ocorra, uma forma imediata de solucionar o problema seria reduzir o número de incógnitas assumindo valores para algumas delas com base em alguma informação *ad hoc*.

Em suma, calibração versa sobre algum método não estatístico para se encontrar valores para os parâmetros desconhecidos presentes no sistema de equações do modelo. Para tanto, fixa-se as variáveis endógenas em valores iniciais de equilíbrio observados na MCS. Supondo que um modelo CGE qualquer seja um sistema de equações simultâneas expresso em forma vetorial da seguinte maneira:

$$CGE(x, y, a) = 0$$

17 Para mais detalhes ver, por exemplo Miller e Blair (2009) ou Guilhoto *et al.* (2010).

Onde x denota o vetor de variáveis endógenas, y é o vetor de variáveis exógenas e a é o vetor de parâmetros do modelo.

Uma prática comum é resolver o sistema de equações do modelo CGE para o vetor de variáveis endógenas (e, portanto, desconhecido) x , dado y e a . No entanto, a calibração requer que, dado o vetor de variáveis exógenas y e o sistema de equações do modelo CGE, resolva-se o vetor de parâmetros a em vez de x .

Para tanto, denota-se o valor de equilíbrio inicial de x como x^0 , o qual deve ser uma solução da equação acima, por definição (caso não haja nenhum choque exógeno). Dessa forma, para um dado x^0 , a seguinte equação deve valer:

$$CGE(x^0, y, a) = 0$$

A medida que x^0 e y podem ser derivados da MCS e dado o sistema de equações do modelo CGE encontra-se o vetor de parâmetros desconhecido a . Os parâmetros calibrados, por sua vez, alimentam o MARES de forma que o mesmo se aproxime da economia real do Estado do Ceará. Isso o habilita para a prática de simulações de políticas.

5 SIMULAÇÕES DE POLÍTICAS

Embora o objetivo primordial deste artigo seja apresentar o modelo MARES, é sensato se perguntar se os resultados das simulações advindas do mesmo são minimamente consistentes. Os exercícios de simulação aqui conduzidos dão indícios para a resposta a essa pergunta, mas adverte-se que os mesmos não se configuram em propostas de políticas.

Para compreender fidedignamente os resultados das simulações a seguir atenta-se ao fato de que o modelo é estático, o que implica em análises de exercícios contrafactuais envolvendo variáveis de decisão sem o teor dinâmico.

Em segundo lugar ressalta-se que, devido ao tamanho e desagregação do modelo, um cuidado adicional deve ser tomado na leitura dos impactos gerados pelos choques/políticas. A complexa interação entre os diversos setores e agentes da economia pode dificultar tentativas de compreensão acurada dos mecanismos que de fato determinam a transição de um equilíbrio para o outro.

Um terceiro ponto importante é que simulações de choques muito grandes

podem desestabilizar o sistema gerando um equilíbrio final não factível. Por conta disso, os exercícios conduzidos nesta seção consideram pequenas variações nas variáveis exógenas e/ou parâmetros.

Muito embora essa impossibilidade possa parecer uma fragilidade ou limitação, frisa-se que é, na realidade, uma boa característica do modelo MARES. Pois, além do fato de que mudanças drásticas não são factíveis na economia real, por argumentos políticos e/ou estruturais, é coerente pensar que grandes choques geram grandes variações nas decisões individuais e estas, apesar do comportamento racional e otimizador sob o qual o agente é concebido, a rigor, tendem a não variar muito.

Outro ponto que se faz questão de ressaltar é que modelos CGEs são construídos com interesse de se analisar impactos de políticas no lado real da economia. Embora haja possíveis alterações nos preços relativos dos bens e serviços produzidos pela economia, o enfoque deve se manter sempre nos impactos reais advindos da natureza dos choques estudados.

Para facilitar a interpretação do leitor, esta seção considerou o modelo MARES com 6 setores. A seguir apresenta-se o quadro 1 como forma de resumir a nomenclatura dos setores a fim de melhor apresentação nas tabelas dos resultados das simulações.

Quadro 1: Código para abreviação da denominação de elementos do Modelo MARES.

Cód.	Descrição
S1	Agricultura, inclusive apoio à agricultura e a pós-colheita
S2	Indústrias extrativas.
S3	Indústrias de transformação, construção, eletricidade, gás, água, esgoto e outros.
S4	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas, transporte, armazenagem e correio, alojamento e alimentação.
S5	Serviços privados diversos
S6	Administração, defesa, educação e saúde públicas e seguridade social.

Fonte: Elaboração própria.

No entanto, como forma de demonstrar a capacidade anunciada do modelo de desagregar os setores, em anexo consta o quadro 2 com a denominação dos 16 setores e as mesmas políticas simuladas nesta seção considerando os 16 setores.

As subseções a seguir apresentam dois exercícios com as características supracitadas. As análises são, respectivamente, acerca dos exercícios i) redução de 5% nas transferências do governo para as famílias; ii) redução na alíquota do ICMS sobre o setor “Agricultura, inclusive apoio à agricultura e a pós-colheita” (S1).

Vale lembrar que as simulações são ilustrações das possibilidades de análises geradas a partir do modelo MARES e que qualquer outra simulação desejada é análoga e pode ser facilmente estendida e compreendida a partir da explanação desenvolvida a seguir.

5.1 Redução de 5% nas Transferências do Governo para as Famílias.

O exercício que segue é a simulação de uma redução de 5% nas transferências para as famílias. Em termos técnicos, isso significa uma redução do parâmetro tr^H . Assim, o mesmo parte de um valor inicial de 12054 para 11933.

A grande quantidade de variáveis contidas no modelo dificulta a seleção das variáveis mais relevantes para descrição. Por outro lado, descrever todas as variáveis abarcadas pelo modelo tornaria o trabalho inadequadamente longo e cansativo.

A tabela a seguir apresenta os impactos deste exercício, em termos de variação percentual, em algumas variáveis relevantes. Mais especificamente, o enfoque é no mercado de fatores, nas quantidades demandadas e ofertadas de produto interno (estadual) e nas quantidades transacionadas para fora do Estado do Ceará.

Tabela 1: Variações (%) em variáveis selecionadas geradas por de redução de 5% em tr^H .

Código	ΔK	ΔL	$\Delta Y, \Delta Z$	ΔQ^S	ΔX^C	ΔM^C	ΔX^W	ΔM^W
S1	0.06	-0.11	0.03	-0.02	0.00	-0.04	1.41	0.65
S2	-0.42	-0.60	-0.48	-0.48	-0.56	-0.41	0.84	0.29
S3	0.14	-0.02	0.05	0.00	0.01	-0.01	1.43	0.69
S4	-0.01	-0.17	-0.07	-0.08	-0.18	0.01	1.23	0.72
S5	-0.14	-0.31	-0.22	-0.21	-0.35	-0.08	1.06	0.61
S6	0.47	0.29	0.31	0.31	0.05	0.56	1.47	1.27
Código	ΔC^F	ΔG^F	ΔIn	ΔQ^F	Δp^{qF}	ΔT_i^{ICMS}	ΔT_i^{OUT}	ΔT_i^M
S1	0.01	0.53	0.14	0.04	-0.22	-0.12	-0.12	1.19
S2	0.19	0.00	0.33	0.06	-0.41	-0.61	-0.61	0.82
S3	-0.01	0.51	0.12	0.03	-0.19	-0.09	-0.09	1.23
S4	-0.15	0.44	0.04	-0.08	-0.12	-0.19	-0.19	1.26
S5	-0.32	0.42	0.03	-0.20	-0.11	-0.33	-0.33	1.15
S6	-4.36	0.36	-0.02	0.31	-0.04	0.26	0.26	1.81

Fonte: Elaboração própria.

O choque simulado gera uma reestruturação da economia. Há uma realocação de insumos, o que influencia o produto composto setorial, assim como a produção estadual bruta. As tabelas trazem, entre as variáveis, a variação do nível de preços final e as arrecadações de impostos. Estas variáveis foram incluídas pela sua importância relativa para o Governo do Estado do Ceará.

O MARES utiliza uma medida de bem-estar denominada Variação equivalente de Hicks.¹⁸ Essa política, se implementada, geraria uma variação de -128,4. Valor que ressalta a perda de utilidade das famílias, uma vez que se reduz sua renda de forma direta. Concomitante a isso, observa-se a redução do consumo de 4 dos 6 setores considerados no modelo. O aumento no consumo dos setores S1 e S2 pode ser justificado pelo fato de serem bens de certa forma essenciais e, inclusive, pela redução de consumo de outros bens, como uma espécie de

18 Variação Equivalente de Hicks, em suma, é o ajuste na renda que altera a utilidade do consumidor tornando-a igual ao nível que seria caso o evento estudado ocorresse.

recomposição da cesta de consumo. A queda no consumo é concomitante a uma queda nos preços, associada à queda na produção, o que tem um efeito drástico para a arrecadação tributária.

Como exposto anteriormente, a escolha das variáveis deu-se de forma conveniente para o objetivo do exercício. Análises de outras variáveis ficam, portanto, a cargo do leitor.

5.2 Redução na alíquota do ICMS da Agricultura (S1)

O exercício que segue é a simulação de uma redução pela metade da alíquota de ICMS direcionada ao setor agrícola (S1). Em termos técnicos, isso significa uma redução do parâmetro τ_i . Assim, esse parâmetro parte de um valor inicial aproximado de 3,4% para 1,7%. Essa política poderia ser interpretada ou ter impactos similares de diferentes formas, via concessão de subsídios por exemplo.

Tabela 2: Variações (%) em variáveis selecionadas geradas por uma redução pela metade na alíquota de ICMS do setor agrícola (S1).

Código	ΔK	ΔL	$\Delta Y, \Delta Z$	ΔQ^S	ΔX^C	ΔM^C	ΔX^W	ΔM^W
S1	2.49	2.89	2.56	1.99	5.64	-1.52	-0.46	-1.06
S2	-1.36	-0.98	-1.25	-0.79	-1.58	0.00	-1.27	0.46
S3	-0.07	0.31	0.13	0.12	0.11	0.13	0.43	0.58
S4	-0.22	0.16	-0.06	-0.02	-0.34	0.30	-0.02	0.76
S5	-0.29	0.09	-0.12	-0.12	-0.44	0.20	-0.12	0.66
S6	-0.78	-0.39	-0.43	-0.43	-0.46	-0.40	-0.14	0.04
Código	ΔC^F	ΔG^F	ΔIn	ΔQ^F	Δp^{qF}	ΔT_i^{ICMS}	ΔT_i^{OUT}	ΔT_i^M
S1	1.37	0.84	1.53	0.97	-1.20	-4.86	2.76	-0.87
S2	0.18	0.00	0.34	0.14	-0.03	-1.04	-1.04	0.65
S3	0.13	-0.39	0.28	0.15	0.02	0.17	0.17	0.78
S4	-0.04	-0.56	0.11	-0.01	0.19	0.11	0.11	0.96
S5	-0.11	-0.55	0.12	-0.09	0.18	0.06	0.06	0.85
S6	-3.30	-0.41	0.25	-0.43	0.04	-0.38	-0.38	0.24

Fonte: Elaboração própria.

Apesar desse exercício aparentar pouco grau de factibilidade no contexto político real, ele demonstra a capacidade do MARES de responder a um tipo de flutuação ou choque que pode ser classificado como relativamente forte.

Este exercício busca ilustrar a funcionalidade do modelo frente a maiores variações de parâmetros de políticas. Observa-se que uma política com essa característica funciona como uma espécie de estímulo ao setor/mercado interno (Estado do Ceará). Isso decorre das variações negativas nas importações do setor agrícola, tanto em relação ao resto do Brasil quanto em relação ao resto do mundo. Além disso, esse impulso na produção interna apresentou impacto positivo nas exportações desse setor para o resto do Brasil, mas não para o resto do mundo. Uma possível explicação seria a de que tal redução não seria suficiente para conseguir vantagem comparativa com o mercado externo, por envolver questões outras, como produtividade, por exemplo.

A variação no consumo (1,37%) pode ser considerada pequena relativamente a proporção da redução da alíquota do imposto (50%). Isso pode ser explicado pelo fato de que produtos agrícolas, por serem itens básicos, possuem baixa elasticidade. Ou seja, os indivíduos não passam simplesmente a consumir muito mais produtos agrícolas (comestíveis em sua maioria) devido às variações nos preços que por ventura possam ser geradas pela política de redução do ICMS.

O aumento no consumo de produtos agrícolas por outros setores sugere um possível efeito transbordamento dessa política. O próprio governo, inclusive, se beneficia com tal medida, dado o aumento da demandada governamental por bens deste setor.

Em contraste com o exercício apresentado anteriormente, a variação equivalente de Hicks aqui é positiva, e de 58,81. Se, por outro lado, tivéssemos um aumento dessa alíquota de 2%, o efeito no bem-estar seria negativo no valor de -4,9. Neste caso, especificamente, vê-se o efeito negativo menor que aquele observado no exercício anterior, quando da redução das transferências (-128,4), mas com o mesmo sinal negativo.

A considerável proporção na redução da alíquota deve gerar uma perda de arrecadação, o que está de acordo com as variações observadas na arrecadação do governo. Note-se, entretanto, que a redução da alíquota não é proporcional à redução da arrecadação nesse setor. Isso sugere que pode haver um efeito incentivo

na produção, o qual compensaria parte das perdas.

Analises futuras podem investigar se existe uma alíquota ótima que gere incentivos ao setor, que por sua vez geram crescimento da produção e, por conseguinte, aumento da arrecadação que supere as perdas com tal medida. Essa análise minuciosa, entretanto, foge do escopo deste trabalho.

Por fim, embora os exercícios tenham sido desenvolvidos de forma isolada, principalmente para captar os efeitos “puros” de cada política, é possível simular políticas compostas. Contudo, deve-se atentar para o fato de que, a depender dos sentidos dos ganhos/perdas, podem ocorrer situações nas quais haja anulação, total ou parcial, de efeitos, ou alguma espécie de potencialização. Nesses casos, frisa-se que as interpretações se tornam menos acuradas uma vez que não se consegue isolar o efeito de cada choque específico.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho apresentou um modelo de equilíbrio geral computável para o Estado do Ceará que serve de instrumento para análises regionais, o modelo MARES/CE. A partir desse modelo realizou-se algumas simulações de políticas. Muito embora as simulações realizadas possam orientar a direção de políticas e/ou planejamento por parte do Governo do Estado do Ceará, frisa-se que tais simulações não se configuram em propostas de políticas e sim em uma forma de verificação da funcionalidade e robustez do modelo MARES.

A forma funcional do modelo teórico foi desenvolvida de forma a comportar qualquer nível de desagregação de setores e/ou fatores. Assim, o MARES apresenta a capacidade de adaptar-se a qualquer estrutura de desagregação disponível de dados da MCS ou, uma vez de posse dos dados, a partir da escolha do pesquisador. Neste trabalho utilizou-se uma Matriz de Contabilidade Social do Ceará com diferentes agregações de setores econômicos (6 setores e 16 setores) e 2 fatores de produção.

Grosso modo, os resultados das simulações mostraram-se coniventes com a teoria econômica, em especial acerca da direção e sentido das variações a partir dos choques. Em suma, observou-se que uma redução direta na renda das famílias geraria perda de bem-estar. Por outro lado, uma redução de impostos no setor agrícola geraria ganhos de bem-estar, via aumento do consumo. Além disso, para

o caso específico do segundo exercício, as variações na produção e nas transações comerciais também corroboram com o resultado teoricamente esperado. A magnitude das variações também parece ter crédito. Isso sugere que o modelo MARES parece estar bem calibrado e é funcionalmente robusto.

Em posse de mais dados, o modelo MARES pode ser adaptado para agregar mais informações ou tornar-se mais complexo. Pode-se, por exemplo, incorporar efeitos dinâmicos em sua estrutura. Uma outra adaptação interessante seria criar uma versão do MARES a fim de captar as interrelações entre o estado do Ceará e as diferentes regiões do Brasil ou os demais estados da federação, bem como diferentes regiões do mundo; para tanto, pode-se utilizar a plataforma GTAP (*Global Trade Analysis Project*). Por enquanto, o empecilho de tal adaptação é o descompasso entre os dados mais recentes do GTAP, referentes ao ano de 2011, e os mais recentes disponíveis para o Ceará e utilizados neste artigo, referentes a 2013.

Em suma, as possibilidades são amplas não somente de exercícios a partir do modelo tal como está, a exemplo do exposto na seção de simulações, como também as possibilidades de adaptações do MARES para fins específicos. Espera-se, com isso, ter logrado êxito não somente no provimento de um modelo para análises de políticas no que diz respeito ao escopo do Estado do Ceará, como também ter lançado mão para um conjunto de possibilidades factíveis de outras modelagens via modelo MARES.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, Sandro Canesso de. NAJBERG, Sheila. Uma matriz de contabilidade social atualizada para o Brasil. **Texto para Discussão BNDES nº 58**. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. Rio de Janeiro, 1997.

BRAATZ, J. GONÇALVES, Rodrigo. PINTO, Guilherme. MORAES, Gustavo Inácio de. Proposta de reestruturação tributária e orçamentária para o RS: uma análise em Equilíbrio Geral Computável. **Perspectiva Econômica**, v. 11, n. 2, p. 95-114, 2015.

CHEN, Z; HAYNES, K. E. Transportation Capital in the US: A Multimodal General Equilibrium Analysis. **Public Works Management and Policy**, 19, p. 97–117. 2013.

CONRAD, Klaus. Traffic, transportation, infrastructure and externalities: a theoretical framework for a CGE analysis. **The Annals of Regional Science**. 1997.

DERVIS, Kemal; DE-MELO, Jaime; ROBINSON, Sherman. General Equilibrium Models for Development Policy. **A world bank research publication**. 1982.

DEVARAJAN, S.; ROBINSON, S. The ináuence of computable general equilibrium models on policy. In: Kehoe, T., Srinivasan, and J. Whalley. **Frontiers in Applied General Equilibrium Modeling**. Cambridge University Press. 2002.

DIXON, P. PARMENTER, B. SUTTON, J. Spatial disaggregation of ORANI results: **A preliminary analysis of the impacts of protection at the state level**. **Econ. Anal. Policy** 8, 35-86. 1978.

DIXON, P. PARMENTER, B. SUTTON, J. VINCENT, D. ORANI: **A Multisectoral Model of the Australian Economy, Contributions to Economic Analysis**, North Holland Publishing Company. 1982.

DIXON, P. PARMENTER, B. Computable general equilibrium modeling for policy analysis and forecasting. In: H. M. Amman, D. A. Kendrick, et al. **Handbook of computational economics**. Amsterdam; New York: Elsevier. 1996.

DOMINGUES, E. HADDAD, E. Analyzing the spatial impact of tax policies: An interregional CGE framework for Brazil, paper presented at the **Policy Modeling International Conference**, Brussels, Belgium, 4-6 July. 2002.

DOMINGUES, E. P. HADDAD, E. A. Perspectivas da implementação da ALCA na economia brasileira: impactos setoriais e regionais da abertura comercial. **Texto para Discussão n° 208**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003.

DOMINGUES, E. P. **Dimensão regional e setorial da integração brasileira na área de livre comércio das américas**. São Paulo, FEA/USP, 2002. Tese (Doutorado em Economia). Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo, 2002.

DOMINGUES, E. P.; LEMOS, M. Regional impacts of trade liberalization strategies in Brazil, paper presented at the **Input-Output and General Equilibrium Data, Modeling and Policy Analysis Conference**, Brussels, Belgium, 2-4 September. 2004.

FERREIRA FILHO, J. B. S. Introdução aos Modelos Aplicados de Equilíbrio Geral: Conceitos, Teoria e Aplicações. In: Bruno de Oliveira Cruz; Bernardo Alves Furtado; Leonardo Monasterio; Waldery Rodrigues Junior. (Org.). **Economia Regional e Urbana. Teorias e Métodos com ênfase no Brasil**. 1ed. Brasília: IPEA, v. 1, p. 375-400. 2011.

FOCHEZATTO, A. Testando um modelo de equilíbrio geral computável para a economia gaúcha: impactos da reestruturação tributária. **Ensaio FEE**, v. 23, p. 371-398, 2002.

FOCHEZATTO, A.; CURZEL, R. Matriz de contabilidade social regional: procedimentos metodológicos e aplicação ao Rio Grande do Sul. **Economia**, v. 6, n. 1, 2005.

GILLESPIE, G.; MCGREGOR, J.; SWALES, J.K.; YIN, Y.P. The displacement and multiplier effects of regional selective assistance: a computable general equilibrium analysis. **Regional Studies**, v. 35, n. 2, p. 125-139, 2001.

GUILHOTO, J. J. M. Um modelo computável de equilíbrio geral para planejamento e análises de políticas agrícolas (PAPA) na economia brasileira. (Tese de Livre-Docência). ESALq, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

GUILHOTO, J. AZZONI, C. R. ICHIHARA, S.M. KADOTA, Decio. HADDAD, E. A. **Matriz de Insumo-Produto do Nordeste e Estados: Metodologia e Resultados**. Fortaleza, Banco do Nordeste do Brasil, 2010.

HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E.P. EFES – Um modelo aplicado de equilíbrio geral para a economia brasileira: projeções setoriais para 1999-2004. **Estudos Econômicos**, v. 31, n. 1, p. 89-125. 2001.

HADDAD, E. A. **Regional inequality and structural changes: Lessons from the Brazilian experience**. Aldershot: Ashgate, 1999.

HADDAD, E. A. **Retornos crescentes, custos de transporte e crescimento regional**. São Paulo: USP, 2004. Tese de Livre-Docência. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2004.

HADDAD, E. PEROBELLI, F. Trade liberalization and regional inequity: Do transportation costs impose a spatial poverty trap? **EcoMod2005 International Conference on Policy Modeling**, 29 June-1 July. 2005.

HARRIGAN, F.; MCGREGOR, P.G.; DOURNASHKIN, N.; PERMAN, R.; SWALES, J.K.; YIN, Y.P. AMOS: **A Macro-Micro Model of Scotland**. **Economic Modelling**, 10; 424-479. 1991.

HORRIDGE, M. MADDEN, J. WITWER, G. Using a highly disaggregated multiregional single-country model to analyze the impacts of the 2002-3 drought on Australia, paper presented at the 2003 **GTAP Conference**, Netherlands, June, 2003.

IPECE - Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Produto Interno Bruto: PIB do Ceará na Ótica da Produção – 2010 – 2013. **IPECE Informe**. Secretaria de Planejamento e Gestão, Governo do Estado do Ceará. Fortaleza, 2016.

_____. A evolução da composição do PIB cearense na década de 2000: a importância das principais atividades. **IPECE Informe**. Secretaria de Planejamento e Gestão, Governo do Estado do Ceará. Fortaleza, 2011.

_____. **Ceará em Números 2013**. Secretaria de Planejamento e Gestão, Governo do Estado do Ceará. Fortaleza, 2013.

_____. **Ceará em Números 2016**. Secretaria de Planejamento e Gestão, Governo do Estado do Ceará. Fortaleza, 2016.

JOHANSEN, L. **A multisectoral model of economic growth**. Amsterdam: North Holland Press. 1960.

KING, B. What is a SAM? A Layman's Guide to Social Accounting Matrices. **Working Paper No. 463**, World Bank, Washington D.C., USA. 1985.

LEONTIEF, W. MORGAN, A. POLENSKY, K. SIMPSON, D. TOWER, E. The economic impact – industrial and regional of an arms cut. **Review of Economics and Statistics**, XLVII: 217-241. 1965.

LOFGREN, H., ROBINSON, S., Spatial-network, general-equilibrium model with a stylized application. **Reg. Sci. Urb. Econ.** 32, 651-671. 2002.

LOFGREN, H., HARRIS, R. ROBINSON, S. A standard computable general equilibrium model in GAMS. **Microcomputers in policy research 5**. International Food Policy Research Institute, 2002.

MADDEN, J.R. **FEDERAL: A two-region multi-sectoral fiscal model of the Australian economy**, PhD Thesis, University of Tasmania, Hobart. 1990.

MENEZES, A. G.; FORTUNA, Mário; SILVA, Francisco; VIEIRA, José Cabral. Computable General Equilibrium Models: A Literature Review. **Working Paper CEEAplA nº 06/2006**. Universidade dos Açores, Universidade de Madeira. 2006.

MCDONALD, Scott. **The PROVIDE Project Standard Computable General Equilibrium Model: Version 2**. 2005.

MCGREGOR, P.G., SWALES, J.K., YIN, Y. P. Migration equilibria in regional economies: A multi-period CGE analysis of an improvement in local amenities. In: van den Bergh, J., Nijkamp, P., Rietveld, P. (Eds), **Recent Advances in Spatial Equilibrium Modeling: Methodology and Applications**. Springer, Berlin, p. 346-358. 1996.

MCGREGOR, P.G., SWALES, J.K., YIN, Y.P., Spillover and feedback effects in general equilibrium interregional models of the national economy: A requiem for inter-regional input-output? In: Hewings, G.J.D., Sonis, M., Madden, M., (Eds), **Understanding and Interpreting Economic Structure**. Springer, Berlin, pp. 167-190. 1999.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. Input-output analysis: foundations and extensions. 2. ed. New York: Cambridge University Press, 2009.

NUÑEZ, Blas E. Caballero; KURESKI, Ricardo. A matriz de contabilidade social

do Paraná-1998. **Revista Paranaense de Desenvolvimento - RPD, n. 106**, p. 71-88, 2011.

PARTRIDGE, Mark D.; RICKMAN, Dan S. Computable general equilibrium (CGE) modelling for regional economic development analysis. **Regional Studies, v. 44, n. 10**, p. 1311-1328, 2010.

PORSSE, A. A. **Competição tributária regional, externalidades fiscais e federalismo no Brasil: uma abordagem de equilíbrio geral computável**. Porto Alegre, UFRGS, 2005. Tese (Doutorado em Economia) Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Feredal do Rio Grande do Sul, 2005.

RIBEIRO, Luiz Carlos de Santana. **Investimentos estruturantes e desigualdades regionais na região nordeste do brasil**. Editora UFS. São Cristóvão, 2017.

RICKMAN, Dan S. Estimating the impacts of regional business assistance programs: Alternative closures in a computable general equilibrium model. **Papers in Regional Science**, v. 71, n. 4, p. 421-435, 1992.

ROUND, Jeffery. Social accounting matrices and SAM-based multiplier analysis. **The impact of economic policies on poverty and income distribution: Evaluation techniques and tools**, p. 261-276, 2003.

SEUNG, C.K., HARRIS, T.R., ENGLIN, J.E., NETUSIL, N.R. Impacts of water allocation: A computable general equilibrium and recreational demand model approach. **Ann. Reg. Sci. 34**, 473-487. 2000.

SCHWARM, W., CUTLER, H., Building small city and town: SAMs and CGE models revisited. In: Doi, M. (Ed.), **Computable General Equilibrium Approaches in Urban and Regional Policy Studies**. World Scientific, Singapore, 59-81. 2006

TOURINHO, Octávio Augusto Fontes; SILVA, Napoleão Luiz Costa da; ALVES, Yann Le Boulluec. Uma matriz de contabilidade social para o Brasil em 2003. **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1242 – IPEA**. 2006.

URANI, André. MOREIRA, Ajax. FERREIRA, Marco A. R. GOTTSALK, Helena. Construção de uma Matriz de Contabilidade Social para o Brasil. 1994. **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 346 – IPEA**. 1994.

ANEXO A: DIVISÃO DA ECONOMIA CEARENSE EM 16 SETORES**Quadro 2: Código para abreviação da denominação de elementos do Modelo MARES**

Cód.	Descrição
S1	Agricultura, inclusive apoio à agricultura e a pós-colheita
S2	Indústrias extrativas
S3	Indústrias de transformação
S4	Eletricidade e gás, água, esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação
S5	Construção
S6	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas
S7	Transporte, armazenagem e correio
S8	Alojamento e alimentação
S9	Informação e comunicação
S10	Atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados
S11	Atividades imobiliárias
S12	Ativ. profissionais, científicas e técnicas, administrativas e serviços complementares
S13	Administração, defesa, educação e saúde públicas e seguridade social
S14	Educação e saúde privadas
S15	Artes, cultura, esporte e recreação e outras atividades de serviços
S16	Serviços domésticos

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO B: SIMULAÇÕES DE POLÍTICAS CONSIDERANDO 16 SETORES NO MODELO MARES/CE

Tabela 3: Variações (%) em variáveis selecionadas geradas por de redução de 5% em tr^H

Código	ΔK	ΔL	$\Delta Y, \Delta Z$	ΔQ^S	ΔX^C	ΔM^C	ΔX^W	ΔM^W
S1		-0.11	0.10	0.01	-0.07	0.09	2.49	1.29
S2	-0.96	-1.21	-1.04	-0.92	-1.28	-0.56	1.25	0.63
S3	0.39	0.13	0.22	0.07	0.10	0.03	2.67	1.24
S4	0.09	-0.16	0.02	0.02	-0.11	0.17		
S5	0.17	-0.08	0.06	0.06	-0.13	0.25	2.43	1.46
S6	0.06	-0.18	-0.03	-0.01	-0.34	0.30	2.21	1.40
S7	0.10	-0.15	-0.04	-0.04	-0.31		2.24	
S8	0.09	-0.16	0.01		-0.17	0.18	2.38	
S9	-0.03	-0.29	-0.13	-0.12	-0.45	0.20	2.10	
S10	-1.12	-1.38	-1.32	-1.32		-0.89		
S11	-0.44	-0.70	-0.45	-0.45				
S12	0.09	-0.16	-0.05	-0.05	-0.42	0.32	2.13	1.52
S13	0.60	0.34	0.37	0.37	-0.14	0.88	2.42	2.10
S14	0.10	-0.15	-0.07	-0.07				
S15	0.08	-0.16	-0.08	-0.08	-0.42		2.13	1.46
S16		-0.24	-0.24	-0.24				
Código	ΔC^F	ΔG^F	ΔIn	ΔQ^F	Δp^{qF}	ΔT^{ICMS}	ΔT_i^{OUT}	ΔT_i^M
S1	0.12	0.67	0.18	0.16	-0.36	-0.15	-0.15	2.24
S2	0.46		0.53	0.18	-0.70	-1.25	-1.25	1.57
S3	0.14	0.69	0.20	0.13	-0.38	-0.04	-0.04	2.19
S4	0.02		0.09	0.04	-0.27	-0.24	-0.24	
S5	-0.01	0.54	0.05	0.06	-0.23	-0.17	-0.17	2.41
S6	-0.11	0.48			-0.17	-0.21	-0.21	2.46
S7	-0.04	0.50	0.01	-0.04	-0.20	-0.24	-0.24	
S8			0.06		-0.24	-0.23	-0.23	
S9	-0.06	0.49		-0.09	-0.18	-0.31	-0.31	2.35
S10	-2.02			-1.19	-0.18		-1.43	
S11	-0.52		0.07	-0.45	-0.25		-0.70	
S12	-0.09	0.45	-0.03	-0.05	-0.14	-0.20	-0.20	2.48
S13	-0.16	0.38	-0.10	0.37	-0.07	0.29	0.29	3.05
S14	-0.09	0.46		-0.07	-0.15		-0.22	
S15	-0.08	0.47	-0.01	-0.08	-0.16		-0.24	2.41
S16	-0.24			-0.24				

Fonte: Elaboração própria. Nota: Variação de Bem-estar: -118,5.

Nota: Entradas vazias representam efeitos não captados.

Tabela 4: Variações (%) em variáveis selecionadas geradas por uma redução pela metade no ICMS do setor agrícola (S1).

Código	ΔK	ΔL	$\Delta Y, \Delta Z$	ΔQ^S	ΔX^C	ΔM^C	ΔX^W	ΔM^W
S1	2.61	2.92	2.66	2.06	5.44	-1.21	7.78	0.05
S2	-2.25	-1.96	-2.16	-1.48	-2.77	-0.18	-0.61	1.09
S3	0.32	0.62	0.52	0.34	0.44	0.23	2.67	1.52
S4	-0.11	0.18	-0.02		-0.48	0.47		
S5	-0.01	0.28	0.11	0.11	-0.31	0.55	1.89	1.84
S6	-0.20	0.09	-0.08	0.05	-0.80	0.91	1.39	2.20
S7	-0.15	0.14	0.01	0.02	-0.44		1.76	
S8	-0.04	0.25	0.05	0.05	-0.40	0.52	1.80	1.84
S9	-0.30		-0.18	-0.16	-0.88	0.55	1.31	
S10	-1.47	-1.17	-1.24	-1.24		-0.70		
S11	-0.53	-0.23	-0.53	-0.53				
S12	-0.23	0.06	-0.07	-0.07	-0.70	0.56	1.49	1.85
S13	-0.59	-0.29	-0.32	-0.32	-0.77	0.14	1.42	1.42
S14	-0.14	0.15	0.06	0.06				
S15	-0.13	0.16	0.06	0.06	-0.45		1.75	1.87
S16		0.11	0.11	0.11				
Código	ΔC^F	ΔG^F	ΔIn	ΔQ^F	Δp^{qF}	ΔT^{ICMS}	ΔT_i^{OUT}	ΔT_i^M
S1	1.56	1.11	1.56	1.19	-1.42	-4.86	2.74	0.92
S2	0.64		0.65	0.41	-0.52	-2.08	-2.08	1.97
S3	0.41	-0.03	0.41	0.36	-0.29	0.32	0.32	2.40
S4	0.14		0.14	0.07	-0.02	-0.02	-0.02	
S5	0.13	-0.31	0.13	0.11	-0.01	0.10	0.10	2.72
S6	-0.06	-0.51	-0.06	0.07	0.18	0.04	0.04	3.09
S7	0.11	-0.33	0.11	0.02		0.01	0.01	
S8	0.11		0.11	0.05		0.05	0.05	
S9	0.01	-0.43	0.02	-0.10	0.10	-0.06	-0.06	2.73
S10	-1.78			-1.07	-0.04		-1.20	
S11	-0.61		-0.15	-0.53	0.27		-0.25	
S12	0.02	-0.41	0.03	-0.06	0.08	0.01	0.01	2.74
S13	0.11	-0.33	0.12	-0.32		-0.32	-0.32	2.30
S14	0.10	-0.34		0.06	0.01		0.08	
S15	0.08	-0.36	0.09	0.06	0.03		0.09	2.76
S16	0.11			0.11				

Fonte: Elaboração própria. Nota: Variação de Bem-estar: 77,9.

Nota: Entradas vazias representam efeitos não captados.

ANEXO C: ESTRUTURA TEÓRICA DA MATRIZ DE CONTABILIDADE SOCIAL DO ESTADO DO CEARÁ.

Atividades		Fatores		Impostos			Demanda Final			Setor Externo		Total
	Sector i	Sector j	Capital	Trabalho	ICMS	Outros	Importação	Famílias	Governo	Invest	ROW	ROB
Atividades	Sector i	$p_i^e X_{i,i}$	$p_j^e X_{j,i}$	$p_k^e F_{k,i}$	$p_l^e F_{l,i}$	T_i^{ICMS}	T_i^{OUT}	T_i^M				
	Sector j	$p_j^e X_{j,j}$	$p_i^e X_{i,j}$	$p_k^e F_{k,j}$	$p_l^e F_{l,j}$	T_j^{ICMS}	T_j^{OUT}	T_j^M				
Fatores	Capital	$p_k^e F_{k,i}$	$p_k^e F_{k,j}$									
	Trabalho	$p_l^e F_{l,i}$	$p_l^e F_{l,j}$									
Impostos	ICMS	T_i^{ICMS}	T_j^{ICMS}									
	Outros	T_i^{OUT}	T_j^{OUT}									
	Importação	T_i^M	T_j^M									
Demanda Final	Famílias			$p_k^e FF_k$	$p_l^e FF_l$							
	Governo					$\sum T^{ICMS}$	$\sum T^{OUT}$	$\sum T^M$	T_R^G			
	Invest								t_{R^G}			
Setor Externo	ROW	$p_i^{eW} M_i^W$	$p_j^{eW} M_j^W$								S_i^W	S^C
	ROB	$p_i^{eC} M_i^C$	$p_j^{eC} M_j^C$						S^C			
Total												

Fonte: Elaboração própria.

AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM EM COINTEGRAÇÃO VARIANDO NO TEMPO

Rafael Kloeckner*

Ivan Castelar**

Cristiano da Costa da Silva***

Rodolfo Herald da Costa Campos****

Resumo

O presente artigo tem como objetivo testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, que varia suavemente no tempo, entre as exportações do estado do Ceará e seus principais determinantes. A metodologia econométrica segue Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo (TV-VECM) através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev. A partir de uma amostra de 337 observações, entre janeiro de 1990 e janeiro de 2018, o teste tradicional de cointegração de Johansen do maior autovalor indicou a existência de um vetor de cointegração, invariante no tempo, entre as exportações cearenses e as proxies para renda externa, câmbio efetivo real e renda interna. O procedimento de Bierens e Martins (2010) foi então realizado e a hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes, foi rejeitada. As médias das elasticidades dinâmicas mensais estimadas foram: renda mundial 2,42, câmbio 0,69 e renda interna -0,75. O gráfico das elasticidades dinâmicas mostrou que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinais e magnitudes esperadas. A elasticidade câmbio apresentou períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria, assim como a elasticidade renda interna. Entretanto, foi possível identificar diversos eventos econômicos possivelmente capazes de explicar tal “*puzzle*”.

Palavra-Chave: Exportações. Cointegração variante no tempo. Ceará.

*Professor da Universidade Federal de Alagoas – UFAL. mrrafaelk@hotmail.com. (85) 99918 2591.

**Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia do CAEN – Universidade Federal do Ceará - UFC. lume1250@yahoo.com.br.

*** Professor da Universidade Estadual do Rio Grande do Norte - UERN. cristiano.dacostadasilva@hotmail.com.

****Professor da Universidade Estadual do Rio Grande do Norte - UERN. rodolfohcc@yahoo.com.br.

Abstract

This article aims to test the hypothesis that there is a long run relationship between exports from the state of Ceará and its main determinants, which varies smoothly over time. The econometric methodology used follows Bierens and Martins (2010), who modeled time-varying cointegration vectors (TV-VECM) through expansions in terms of Chebyshev time polynomials. From a sample of 337 observations, running from January 1990 to January 2018, Johansen's traditional cointegration test of the highest eigenvalue indicated the existence of a time-invariant cointegration vector between the exports from Ceará and the proxies for foreign income, real effective exchange rate and domestic income. The Bierens and Martins' procedure was then carried out and the null hypothesis of the test, that the long run foreign trade elasticities of Ceará are invariant through time, was rejected. The averages of the estimated monthly dynamic elasticities were: world income 2,42, exchange rate 0,69 and domestic income -0,75. The dynamic elasticities graph shows that the global income elasticity, throughout the sample period, remains with signs and magnitudes as expected. The exchange rate elasticity shows periods of signs contrary to what is expected by the theory, as well as the internal income elasticity. However, it was possible to point out several economic events possibly capable of explaining such a puzzle.

Keywords: Exports. Time-varying cointegration. Ceará.

1 INTRODUÇÃO

A análise das vendas externas de uma região constitui importante aspecto a ser levado em consideração na elaboração de políticas públicas. Incentivar o aumento das exportações é uma das formas de estimular o desenvolvimento econômico, contribuindo para uma maior geração de empregos e da renda.

A média anual de crescimento das exportações do Ceará entre 1991 e 2017 foi de 9,8% ao ano, em termos reais. 2003 e 2017 foram os anos de maior crescimento no período, com 38,9% e 63,5% de alta, respectivamente. 2015 foi o ano no qual as exportações mais caíram, 28,1%, seguido pelo ano de 2009, auge da Grande Recessão Mundial, com queda de 15,5%. No referido período, de quase três décadas, o estado exportou em média 9,57% do total nordestino, e 0,75% do total brasileiro.

Este artigo tem, portanto, como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, que varia suavemente no tempo, entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes. A teoria econômica e a literatura empírica apontam que as exportações são influenciadas principalmente pela renda externa, pela taxa de câmbio real e pela renda interna. Os objetivos específicos deste estudo são, por conseguinte, estimar elasticidades dinâmicas de comércio exterior para o Ceará.

A metodologia econométrica a ser utilizada segue aquela delineada por Bierens e Martins (2010), onde é proposto um modelo vetorial de correção de erros no qual a relação de cointegração varia suavemente no tempo. Os autores modelam os vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev e a estimação é feita de forma similar à abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995).

O trabalho é dividido em mais cinco seções; a saber, na seção 2 será feita uma breve revisão de literatura teórica e empírica; na seção 3 será apresentado um panorama das exportações do Ceará entre 1990 e 2017; a seção 4 apresentará a estratégia econométrica; na seção 5 serão apresentados os dados utilizados e os resultados obtidos no estudo e, por fim, a seção 6 apresentará as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Especificação de um modelo de exportações

A formulação teórica dos determinantes das exportações utilizada neste artigo baseia-se na microeconomia. Os fatores condicionantes das vendas externas podem atuar tanto pela ótica da oferta quanto pela ótica da demanda por exportações. As ideias fundamentais discutidas nesta seção podem ser encontradas com maior profundidade em Goldstein e Khan (1978), Cavalcanti e Ribeiro (1998) e Barros *et al.* (2002).

A especificação de um modelo de exportações geralmente apresenta três alternativas. A primeira delas é: (i) hipótese de país pequeno, na qual as exportações do país não são suficientemente expressivas para influenciar os preços no mercado internacional. O país em questão defrontar-se-ia com uma função de demanda por suas exportações infinitamente preço-elástica. Neste caso apenas a função de

oferta de exportações é estimada. A segunda alternativa assume que: (ii) a função de oferta de exportações é perfeitamente preço-elástica e a função de demanda tem elasticidade-preço finita; isto é, esta função de oferta de exportações é baseada na existência de capacidade ociosa na indústria doméstica e/ou tecnologia de produção que apresente retornos constantes ou crescentes de escala. As estimações neste caso resumem-se à função de demanda por exportações. Esta última pode estar associada à grande representatividade no comércio mundial e/ou a produção de bens não-substitutos perfeitos ou bens diferenciados. A terceira alternativa postula que: (iii) as funções de oferta e demanda por exportações possuem elasticidade-preço finita. Neste caso, preços e quantidades são determinados simultaneamente pela interação destas funções de exportações, e os bens podem ser considerados substitutos imperfeitos.

A função de demanda por exportações possui dois determinantes básicos, que são, a renda externa alocada no consumo de bens comercializáveis e variáveis de preço relativo. Os preços relativos comparam os preços dos produtos exportados pelo país ofertante com os preços dos bens substitutos no mercado externo. Sendo assim, de acordo com Goldstein e Khan (1978), espera-se que a demanda por exportações que um país se defronta seja função positiva da renda externa e função negativa dos preços relativos de exportação.

As barreiras tarifárias e não-tarifárias, o grau de desenvolvimento do mercado financeiro de divisa cambiais, impostos e subsídios, entre outros, são fatores que também podem influenciar a demanda e oferta de exportações.

A função de oferta de exportações pode abranger várias variáveis explicativas, dado que muitos fatores podem afetar a capacidade e/ou a disposição dos produtores em exportar. As potenciais variáveis explicativas podem ser assim resumidas, i) Capacidade produtiva do setor exportador; ii) Ciclos de atividade interna, preferência pelo abastecimento do mercado interno, as exportações podem representar uma alternativa de demanda para evitar o aumento da capacidade ociosa das firmas; iii) Rentabilidade real da atividade exportadora: a) Receitas e despesas (salários, insumos, custos de distribuição, etc.) associadas às exportações; b) Remuneração das exportações relativamente às vendas no mercado doméstico: neste caso, é feita a comparação entre a receita de exportação e os preços dos produtos exportáveis vigentes no mercado interno; neste sentido, a comparação das rentabilidades nos mercados externos e doméstico através da taxa de câmbio

real assume importância fundamental para as exportações.

Conseqüentemente, espera-se que a oferta de exportações seja função positiva da capacidade produtiva do setor exportador, função negativa dos ciclos de atividade interna, função positiva da rentabilidade da atividade exportadora (receitas e custos) e função positiva da taxa de câmbio real.

2.2 Revisão de literatura empírica

Boa parte dos estudos econométricos sobre as vendas externas envolvem estimações de funções de exportações (de oferta, de demanda ou forma reduzida) e de elasticidades câmbio e renda mundial, principalmente. De acordo com Cavalcanti e Ribeiro (1998), até o início dos anos 1980 a estimação das referidas funções para o Brasil adotava a hipótese de país pequeno (demanda inelástica), onde apenas a função de oferta era estimada (a exemplo de Cardoso e Dornbush (1980) e Musalem (1981)). Tal hipótese era aceita pela predominância de produtos primários e semimanufaturados na pauta de exportações (produtos relativamente homogêneos), e dada a pequena participação do Brasil no comércio internacional. A estimação de equações de oferta e demanda por exportações, com preços e quantidades sendo simultaneamente determinadas e com elasticidade preço-finitas, inicia-se com Pinto (1980) e Braga e Markwald (1983). Seguem esta linha Portugal (1993) e Zini (1988). As funções eram estimadas em suas formas estruturais ou reduzidas.

Portugal (1993) utilizou dados anuais entre 1950 a 1988 e dados trimestrais entre 1975 a 1988 para estimar equações de exportações brasileiras de bens industriais. O autor estimou tanto a função de demanda quanto a função de oferta de exportações, em um arcabouço de mecanismo de correção de erros seguindo o método de Engle e Granger (1987) e usando mínimos quadrados de dois estágios. O autor considerou ainda a possibilidade de mudanças paramétricas. A análise dessas mudanças contemplou o filtro de Kalman, em suas formas clássica e bayesiana, e a técnica de *switching regressions*. Os resultados das três técnicas apontaram para pequena variação entre os coeficientes estimados para as equações de exportações industriais.

Castro e Cavalcanti (1998) estimaram equações de importação e exportação para o Brasil a fim de realizar previsões condicionais da evolução das variáveis e subsidiar a avaliação de políticas econômicas. Diferentemente de outros trabalhos

que utilizam índices de preços e quantidades, os autores utilizaram valores anuais, cujos resultados podem ser diretamente aplicados na análise da balança comercial. A base de dados abrange o período de 1955 a 1995. As exportações em dólares foram deflacionadas pelo IPA do EUA. A taxa de câmbio real EUA/Brasil foi multiplicada por um índice de incentivo às exportações. As importações mundiais foram utilizadas como *proxy* da renda mundial. A razão entre PIB realizado e PIB potencial foi utilizada para captar o nível de atividade doméstica. A metodologia empregada por Castro e Cavalcanti (1998) é baseada na cointegração e modelo de correção de erros. Para as exportações totais, os testes do maior autovalor e do traço indicaram a existência de um vetor de cointegração que, normalizado para as exportações, resultou em elasticidades renda mundial e câmbio real de 0,93 e 0,61, respectivamente.

Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010) estimaram a influência do câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de calçados entre janeiro de 1996 e março de 2009 com dados trimestrais e utilizando cointegração. Os autores utilizaram como base de dados as exportações de calçados deflacionada pelo IPA-EUA, taxa de câmbio efetiva real e importações mundiais. Os resultados apontaram para uma elasticidade câmbio real de 2,22% no longo prazo e uma elasticidade renda mundial de 2,19%. Em relação com a dinâmica de curto prazo, o modelo de correção de erros estimado mostrou que a elasticidade câmbio real foi de 0,61%, enquanto a elasticidade renda mundial foi de 0,6%, sendo os desequilíbrios corrigidos em 3,5 trimestres.

Mortatti, Miranda e Bacchi (2011) estudaram o comércio Brasil – China para commodities agrícolas, minerais e produtos industriais, no arcabouço do modelo de auto regressão vetorial com correção de erro (VECM), através da decomposição de Bernanke, com dados mensais entre 1995 e 2008. Foram utilizados dados de exportações em *quantum* para as categorias dos produtos citadas e construídos índices de preços relativos para estes diferentes setores, calculados pela razão entre índices de preços externos e internos. Foi utilizado ainda como *proxy* da variável renda o valor total das importações chinesas. Os autores também consideraram a taxa de câmbio real entre os dois países e um índice de utilização de capacidade instalada da economia como um todo, considerando a relação entre o PIB real e o PIB potencial. De acordo com Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), a entrada da China na Organização Mundial do Comércio foi um fator importante que contribuiu

para o crescimento do comércio bilateral. A variável *proxy* para a renda chinesa apresentou elasticidades contemporâneas de 1,57% para o modelo de *commodities* agrícolas, 1,20% para *commodities* minerais e 0,94% para produtos industriais. As elasticidades acumuladas foram maiores do que as iniciais. A elasticidade câmbio para as exportações de produtos industriais, agrícolas e minerais foi estimada em 1,31%, 0,76% e 0,48%, respectivamente, e também foi verificada a presença do efeito J no comércio Brasil – China, dado que os efeitos acumulados foram maiores que os de curto prazo. A variável utilização da capacidade instalada apresentou coeficientes consistentes para os três modelos estimados, fato que reflete a preferência pelo mercado interno. Para todos os modelos, o efeito acumulado estabiliza-se em torno de -1,5% a -2%. As elasticidades contemporâneas foram de -1,22% para os produtos agrícolas, -1,05% para os produtos minerais e -0,94% para os produtos industriais. Isso sugere que, para todas as categorias de produtos, um aquecimento da demanda interna provoca redução na oferta de exportação.

Schettini, Squeff e Gouvêa (2012) estimaram funções de exportações brasileiras agregadas com base nas contas nacionais trimestrais entre 1995 e 2009. Partindo da teoria sobre cointegração em modelos uniequacionais, os autores consideraram três métodos de estimação que admitem formas distintas de não-linearidades: modelo de correção de erros com quebra estrutural, modelos de alternância entre regimes markovianos e modelos de espaço-estado. Segundo estes autores, se tornou comum na literatura trabalhar com modelos uniequacionais e estimar uma forma reduzida para as exportações. As variáveis explicativas utilizadas foram renda mundial (representada pelo total das importações mundiais) e taxa de câmbio real (taxa de câmbio nominal e a razão dos Índices de Preço do Atacado (IPA) dos EUA e Brasil). Os autores também utilizaram medidas para o nível de utilização da capacidade da indústria (medida pela Confederação Nacional da Indústria – CNI) e da economia como um todo (extraído através do filtro Hodrick-Prescott), mas estas não foram significativas. Dentre as principais conclusões de Schettini, Squeff e Gouvêa (2012) destaca-se evidências de uma mudança positiva no nível da relação de longo prazo entre exportações agregadas, renda mundial e taxa de câmbio real em 2002. A elasticidade renda oscilou entre 0,92 e 1,2, enquanto a elasticidade preço variou entre -0,04 e 0,11. Os autores salientam que as elasticidades de longo prazo apresentaram pequena variação entre os procedimentos econométricos utilizados.

Freire Jr. e Paiva (2014) utilizam o modelo VECM para estimar as elasticidades câmbio e renda mundial para as exportações cearenses de produtos industrializados, com dados trimestrais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010. Os autores deflacionaram as exportações do Ceará com o índice de preço por atacado dos EUA, utilizaram o índice da taxa de câmbio efetiva real do IPEA e, como *proxy* para a renda mundial, as importações mundiais totais. O vetor de cointegração estimado apresentou elasticidade câmbio de 0,36 e elasticidade renda mundial de 1,29.

Mariano e Vasconcelos (2014) estudaram a influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações das cidades de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel com dados mensais entre 2005 e 2013. Utilizando um modelo VAR, as autoras concluem que o valor das exportações de Cascavel e Sobral são mais sensíveis a choques da renda mundial.

Arruda e Martins (2017) investigaram a ocorrência do fenômeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial do Estado do Ceará. Utilizando dados mensais entre janeiro de 2000 e julho de 2013 e vetores de correção de erros, os autores encontram que na maioria dos modelos considerados a reposta das exportações líquidas cearenses a uma depreciação cambial se mostra positiva e elástica, validando a condição de Marshall-Lerner.

3 UM BREVE PANORAMA DAS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ

Esta seção fará uma breve exposição da evolução das exportações do Ceará nos últimos anos. Uma análise mais aprofundada pode ser encontrada, por exemplo, em Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010) e em CIN/FIEC (2018). A média anual de crescimento das exportações do Ceará entre 1991 e 2017 foi de 9,8% ao ano, em termos reais. A Tabela 1 a seguir apresenta as séries anuais, obtidas das somas mensais deflacionadas pelo índice de preços das exportações da FUNCEX (obtido junto ao IPEADATA (2018)). Os anos de 2003 e 2017 foram os de maior crescimento com 38,9% e 63,5% de alta respectivamente. O ano de 2015 foi o ano no qual as exportações mais caíram, 28,1%, seguido pelo ano de 2009, auge da grande recessão mundial, com queda de 15,5%. Esta queda de 2009 apesar de grande, foi bem menor do que as quedas nas exportações nordestinas, brasileiras e das importações mundiais, o que pode ser observado na Tabela 2. Todavia, no ano seguinte as exportações do Ceará tiveram menor recuperação do que as outras três séries citadas.

Tabela 1: Exportações do Ceará e do Nordeste – 1990 a 2017. Valores em US\$ FOB, deflacionados.

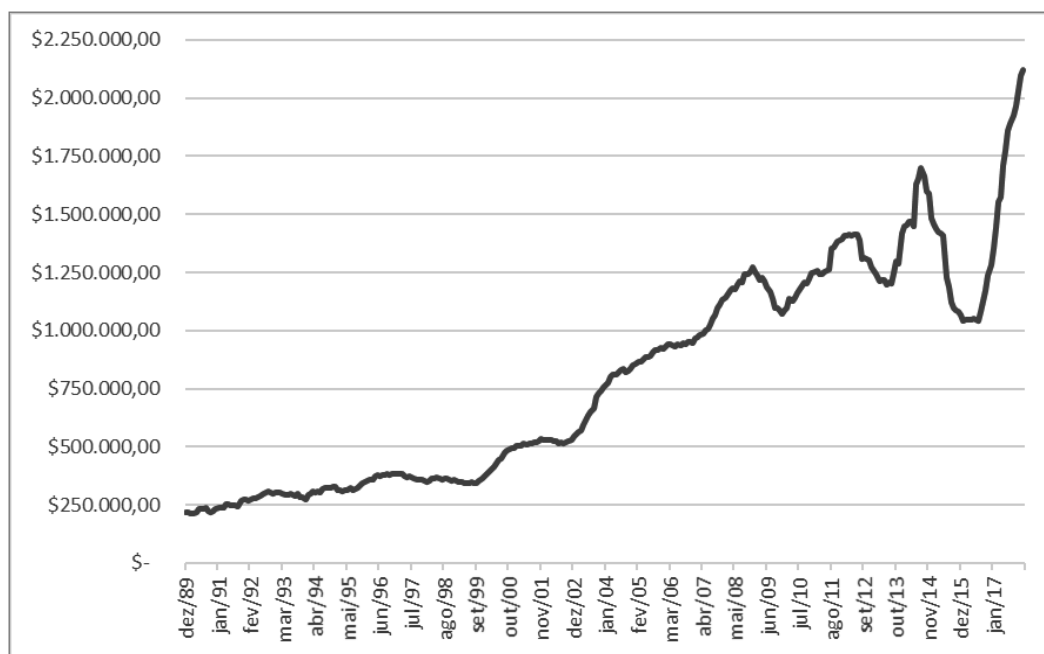
Ano	Exp. Cearenses	Var. Real (%)	Exp. Nordestinas	Var. Real (%)
1990	230.454.216,03		3.027.442.852,19	
1991	272.630.862,73	18,3	2.884.326.047,51	-4,7
1992	304.022.845,26	11,5	3.037.810.027,25	5,3
1993	275.375.170,44	-9,4	3.018.345.119,27	-0,6
1994	330.418.488,74	20,0	3.454.636.198,33	14,5
1995	350.791.540,17	6,2	4.223.891.338,20	22,3
1996	381.180.162,83	8,7	3.864.389.513,64	-8,5
1997	352.172.219,20	-7,6	3.954.630.257,58	2,3
1998	358.025.190,21	1,7	3.749.168.880,74	-5,2
1999	373.244.495,74	4,3	3.378.978.906,12	-9,9
2000	492.814.752,85	32,0	3.998.766.757,21	18,3
2001	530.500.119,59	7,6	4.215.263.433,76	5,4
2002	543.762.239,79	2,5	4.655.405.335,07	10,4
2003	755.214.927,21	38,9	6.060.013.646,81	30,2
2004	851.973.378,68	12,8	7.950.282.328,49	31,2
2005	918.802.316,38	7,8	10.423.331.143,40	31,1
2006	947.429.661,07	3,1	11.514.050.771,97	10,5
2007	1.130.691.924,70	19,3	12.885.982.722,92	11,9
2008	1.270.813.945,44	12,4	15.355.512.239,81	19,2
2009	1.073.293.749,09	-15,5	11.538.523.589,44	-24,9
2010	1.246.209.527,72	16,1	15.583.335.094,33	35,1
2011	1.393.159.428,80	11,8	18.737.493.941,29	20,2
2012	1.270.226.982,43	-8,8	18.857.707.082,80	0,6
2013	1.419.268.502,61	11,7	17.285.530.452,76	-8,3
2014	1.483.823.439,94	4,5	16.082.213.520,86	-7,0
2015	1.067.249.432,49	-28,1	14.940.442.443,75	-7,1
2016	1.281.374.541,45	20,1	12.678.245.008,19	-15,1
2017	2.094.960.131,05	63,5	16.721.102.405,40	31,9
Cresc. Médio 1991-2000:		8,6		3,4
Cresc. Médio 2001-2010:		10,5		16,0
Cresc. Médio 2011-2017:		10,7		2,2
Cresc. Médio 1991-2017:		9,8		7,7

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

O ano de 2009 foi o pior ano para as exportações brasileiras e importações mundiais desde 1990, com quedas de 22,7% e 24%, respectivamente. Já o melhor ano foi o de 2004, com altas de 32% e 21,9%. Examinando a parte de baixo das tabelas 1 e 2 é possível comparar o desempenho médio do setor exportador em diferentes períodos. As exportações do Ceará, entre 1991 e 2017, cresceram mais do que as exportações nordestinas, brasileiras e do que as importações mundiais. Portanto o setor exportador do estado ganhou participação relativa no período. O crescimento das exportações cearenses nos diferentes subperíodos apresentados também aparenta ter menor variabilidade do que as demais regiões.

O crescimento médio das exportações do Ceará após 2001, observado na Tabela 1, é maior do que na década anterior. Este fato pode ser igualmente visualizado na figura a seguir.

Figura 1: Exportações cearenses acumuladas em 12 meses, em US\$ mil *free on board*, deflacionadas.



Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Tabela 2: Exportações brasileiras e importações mundiais – 1990 a 2017.
Valores em US\$ FOB e CIF, deflacionados.

Ano	Exp. Brasileiras	Var. Real (%)	Importações Mundiais	Var. Real (%)
1990	31.373.105.356,83		3.429.421.149.280,65	
1991	31.844.096.442,08	1,5	3.603.332.471.734,42	5,1
1992	35.859.599.869,45	12,6	3.876.227.360.748,92	7,6
1993	38.622.151.691,08	7,7	3.712.598.773.519,29	-4,2
1994	42.932.180.910,05	11,2	4.172.431.162.882,10	12,4
1995	46.322.687.059,61	7,9	4.992.081.591.673,04	19,6
1996	47.848.005.078,88	3,3	5.274.985.370.384,65	5,7
1997	52.915.544.992,98	10,6	5.654.233.738.029,86	7,2
1998	51.541.965.227,98	-2,6	5.567.000.291.176,87	-1,5
1999	48.283.166.001,16	-6,3	5.785.582.988.481,94	3,9
2000	54.815.810.441,97	13,5	6.567.438.415.076,08	13,5
2001	58.588.132.324,14	6,9	6.392.413.981.625,60	-2,7
2002	60.377.150.887,90	3,1	6.586.351.159.626,80	3,0
2003	72.460.015.307,01	20,0	7.647.143.084.382,55	16,1
2004	95.635.383.385,36	32,0	9.322.649.225.967,64	21,9
2005	117.351.216.187,98	22,7	10.669.043.634.146,50	14,4
2006	136.507.956.588,76	16,3	12.180.077.874.394,00	14,2
2007	158.359.002.765,13	16,0	13.978.113.939.775,50	14,8
2008	196.627.144.223,89	24,2	16.406.778.209.036,10	17,4
2009	151.988.955.228,26	-22,7	12.468.072.580.510,60	-24,0
2010	198.189.893.048,47	30,4	15.105.141.268.434,90	21,2
2011	254.460.791.585,36	28,4	17.974.352.320.245,60	19,0
2012	243.276.246.862,61	-4,4	18.181.769.593.904,50	1,2
2013	242.557.350.200,73	-0,3	18.519.676.564.644,40	1,9
2014	227.358.001.125,61	-6,3	18.818.802.756.986,30	1,6
2015	194.780.104.889,96	-14,3	16.413.283.683.875,20	-12,8
2016	183.210.173.551,49	-5,9	15.804.419.215.215,60	-3,7
2017	217.262.561.940,17	18,6	17.442.946.276.814,80	10,4
Cresc. Médio 1991-2000:		5,9		6,9
Cresc. Médio 2001-2010:		14,9		9,6
Cresc. Médio 2011-2017:		2,3		2,5
Cresc. Médio 1991-2017:		8,3		6,8

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Fato importante a ser notado na Tabela 2 é o maior crescimento médio anual das importações mundiais no período 2001-2010. Possivelmente isso está relacionado à entrada da China na Organização Mundial do Comércio no início dos anos 2000.

A Tabela 3 apresenta a participação das exportações do Ceará no total do

nordeste e do Brasil. Entre 1991 e 2017 o estado exportou em média 9,57% do total nordestino, e 0,75% do total brasileiro. O ano de maior participação relativa no total da região nordeste foi o de 2001, com 12,59%; já no total brasileiro o melhor ano do período foi o de 2003, com 1,04%. O ano de menor participação relativa foi o de 2012, com o estado exportando 6,74% do total nordestino e 0,52% do total brasileiro.

Tabela 3: Participação das exportações cearenses no total do nordeste e nacional, em %.

Ano	Exp. Ceará / Exp. Nordeste	Exp. Ceará / Exp. Brasil
1990	7,61	0,73
1991	9,45	0,86
1992	10,01	0,85
1993	9,12	0,71
1994	9,56	0,77
1995	8,30	0,76
1996	9,86	0,80
1997	8,91	0,67
1998	9,55	0,69
1999	11,05	0,77
2000	12,32	0,90
2001	12,59	0,91
2002	11,68	0,90
2003	12,46	1,04
2004	10,72	0,89
2005	8,81	0,78
2006	8,23	0,69
2007	8,77	0,71
2008	8,28	0,65
2009	9,30	0,71
2010	8,00	0,63
2011	7,44	0,55
2012	6,74	0,52
2013	8,21	0,59
2014	9,23	0,65
2015	7,14	0,55
2016	10,11	0,70
2017	12,53	0,96
Média 1991-2000:	9,81	0,78
Média 2001-2010:	9,88	0,79
Média 2011-2017:	8,77	0,65
Média 1991-2017:	9,57	0,75

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

A Tabela 4 apresenta os principais produtos exportados pelo estado em diferentes períodos. No ano de 2009 a participação conjunta dos vinte principais produtos na pauta de exportações do Ceará foi de 79,66%, de acordo com

Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), e as vendas dos cinco primeiros produtos responderam por 47,79% do total. As exportações de castanha de caju sempre estiveram presentes na pauta exportadora entre os anos de 1996 e 2009, sendo que este é um dos principais produtos exportados pelo estado, com um valor de US\$ 176,05 milhões em 2011 e participação de 12,55% das vendas externas totais. As vendas de calçados, divididas em diferentes classificações segundo a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), também são muito importantes na pauta de exportação estadual.

Tabela 4: Os principais produtos exportados pelo Ceará (US\$ mil FOB – Valores correntes).

Ano	2001		2006		2011	
	Valor	Partic.%	Valor	Partic.%	Valor	Partic.%
Castanha de Caju	87.920	16,68	136.16	14,23	176.05	12,55
Calçados com parte sup. De Borracha	-	-	-	-	135.52	9,66
Outros Calçados de Sola de Borracha	-	-	-	-	92.447	6,59
Calçados de Borracha	30.247	5,74	72.103	7,53	80.443	5,73
Petróleo	-	-	-	-	77.356	5,51
Melões Frescos	-	-	29.108	3,04	76.392	5,44
Couros de Bovinos	-	-	-	-	66.149	4,71
Outras Peles de Bovinos	-	-	-	-	60.775	4,33
Ceras Vegetais	17.652	3,35	24.881	2,60	58.216	4,15
Lagostas Congeladas Não Inteiras	-	-	36.698	3,83	42.864	3,05
Couro/Pele Bovina com Acabamento	18.819	3,57	-	-	-	-
Calçados com Sola de Borracha	-	-	15.246	1,59	-	-
Calçados de Couro Natural Cobre Tornozelo	12.569	2,38	-	-	-	-
Outros Couros/Peles Bovinos	-	-	111.60	11,66	-	-
Outros Calçados de Couro Natural	45.611	8,65	98.511	10,29	-	-
Tecido de Algodão Denim	59.548	11,30	56.506	5,90	-	-
Camarões Congelados	30.957	5,87	-	-	-	-
Outros Camarões Congelados	-	-	48.008	5,02	-	-
Couros/Peles de Bovino/Equídeo	38.411	7,29	-	-	-	-
Lagostas (Palinurus, Panulirus e Jasus) Congeladas	34.342	6,52	-	-	-	-

Fonte: Banco do Nordeste (2012).

Entre os anos de 1997 e 2009 houve uma diminuição das vendas de produtos básicos e um aumento nos industrializados. No ano de 1997 eles respondiam por 51,7% e 47% respectivamente. Em 2009 os percentuais foram de 33,5% e 64,9%. Dentre os produtos industrializados, a composição em 2009 era de 15,3% de semimanufaturados e 49,5% de manufaturados.

A participação da Ásia (exclusive Oriente Médio) como destino para as exportações do Ceará vem ganhando importância nos últimos anos, enquanto que a participação dos Estados Unidos na pauta exportadora vem diminuindo.

Tabela 5: Exportações do Ceará: Principais Blocos Econômicos de Destino (US\$ milhões FOB – valores correntes).

Ano	2001		2006		2011	
	Valor	Partic.%	Valor	Partic.%	Valor	Partic.%
Estados Unidos (Inclusive Porto Rico)	240	45,47	286	29,83	394	28,09
União Europeia – EU	119	22,53	286	27,97	388	27,67
Mercado Comum do Sul – MERCOSUL	54	10,33	120	12,59	176	12,55
Ásia (Exclusive Oriente Médio)	-	-	61	6,35	147	10,50
Aladi (Exclusive MERCOSUL)	50	9,5	99	10,30	108	7,71
Canadá	13	2,4	-	-	-	-

Fonte: Banco do Nordeste (2012).

De acordo com Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), no ano de 2009 a principal empresa exportadora do Ceará foi a Grendene S.A., com valor exportado de US\$ 129.590.954 e participação de 12% na pauta. Outras empresas importantes foram Cascavel Couros Ltda., Paquetá Calçados Ltda., Vicunha Têxtil S/A, Intermelon Comercial Exportadora e Importadora, Calçados Aniger Nordeste Ltda. e Iracema Indústria e Comércio de Castanhas de Caju, esta última com exportações de US\$ 40.989.153. Suas respectivas participações na pauta foram de 8,75%, 7,48%, 5,13%, 4,58%, 3,86%, 3,79%. Além disso, no referido ano apenas quatro municípios, Fortaleza, Maracanaú, Cascavel e Sobral exportaram valores acima dos US\$ 100 milhões, apresentando uma participação conjunta de 57,05% do total exportado pelo Estado.

No ano de 2017 o município de São Gonçalo do Amarante exportou US\$ 1,1 bilhão, mais da metade da pauta exportadora do estado, segundo o CIN/FIEC

(2018). A Companhia Siderúrgica do Pecém – CSP foi a principal responsável por este resultado. Sobral, com vendas externas de US\$ 177,7 milhões, ultrapassou Fortaleza no mesmo ano e figurou em segundo no ranking exportador. Em 2017 os Estados Unidos foram os principais compradores de produtos cearenses, e destacou-se um grande crescimento nas vendas para Coréia do Sul, México e Turquia.

4 METODOLOGIA ECONOMETRICA: COINTEGRAÇÃO VARIANTE NO TEMPO

A metodologia econométrica utilizada neste artigo segue Bierens e Martins (2010). Os autores propõem um modelo vetorial de correção de erros em que a relação de cointegração varia suavemente no tempo, sendo que o arcabouço de Johansen é um caso especial do modelo. Um teste de razão de verossimilhança é definido para a cointegração não-variante no tempo, e sua distribuição assintótica qui-quadrado é derivada. Os autores então aplicam o teste para a hipótese de paridade do poder de compra entre preços internacionais e taxas de câmbio nominais, encontrando evidências de cointegração variante no tempo.

A literatura sobre cointegração inicia com os trabalhos de Granger (1987), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Desde então a abordagem padrão, de que os vetores de cointegração não variam no tempo, foi evoluindo para permitir mudança estrutural. Uma *survey* interessante é encontrada em Maddala e Kim (1998).

O teste de razão de verossimilhança de Bierens e Martins (2010) tem como hipótese nula a cointegração invariante no tempo, ao permitir que os vetores de cointegração no modelo vetorial de correção de erros (VECM) sejam funções suaves do tempo, uma abordagem similar a Park e Hahn (1999). Bierens e Martins (2010) propõe modelar estes vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev. A estimação do VECM é de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995). A hipótese nula de cointegração padrão corresponde então à hipótese de que os parâmetros no VECM que são relacionados aos polinômios temporais de Chebyshev são conjuntamente zero. Esta hipótese pode então ser testada através da razão de verossimilhança.

A representação do modelo vetorial de correção de erros, em que

a relação de cointegração varia no tempo (TV-VECM) em Bierens e Martins (2010), é descrita a seguir. Considerando o VECM(p) variando no tempo com erros Gaussianos, sem interceptos e tendências temporais,

$$\Delta Y_t = \Pi'_t Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

onde $Y_t \in \mathbb{R}^k$, $\varepsilon_t \sim i.i.d N_k[0, \Omega]$ e T é o número de observações. O objetivo é testar a hipótese nula de cointegração invariante no tempo (TI), $\Pi'_t = \Pi' = \alpha\beta'$, onde α e β são matrizes fixas $k \times r$ com posto r , contra cointegração variante no tempo (TV) do tipo $\Pi'_t = \alpha\beta'_t$ onde α continua o mesmo mas os β_t são matrizes $k \times r$ variantes no tempo com posto constante r .

As matrizes β_t em Bierens e Martins (2010) são modeladas usando polinômios temporais de Chebyshev (CTP). Tais polinômios $P_{i,T}(t)$ são definidos por $P_{0,T}(t) = 1$, $P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos(i\pi(t - 0,5)/T)$, $t = 1, 2, \dots, T$, $i = 1, 2, 3, \dots$. Dado que os polinômios temporais de Chebyshev são ortonormais, qualquer função $g(t)$ de tempo discreto pode ser representada por

$$g(t) = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t), \quad \text{onde} \quad \xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(t) P_{i,T}(t).$$

Se $g(t)$ é suave ela pode ser bem aproximada por $g_{m,T}(t) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$

para algum número natural fixado $m < T - 1$.

Portanto é possível escrever β_t como $\beta_t = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$, onde $\xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \beta_t P_{i,T}(t)$, $i = 0, \dots, T - 1$, são matrizes $k \times r$ desconhecidas. A hipótese nula de cointegração invariante no tempo corresponderá a $\xi_{i,T} = O_{kxr}$, para $i = 0, \dots, T - 1$, e a alternativa de cointegração TV corresponderá a $\lim_{T \rightarrow \infty} \xi_{i,T} \neq O_{kxr}$ para algum $i \geq 1$. Operacionalmente, sob a hipótese alternativa β_t é especificado como $\beta_t = \beta_m(t/T) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$

para algum m fixado. Como os polinômios de Chebyshev de ordem baixa são funções relativamente suaves de t , é permitido que β_t mude gradualmente ao longo do tempo sob a hipótese alternativa de cointegração variante no tempo (TVC).

A modelagem de TVC através de polinômios temporais de Chebyshev é então realizada da seguinte forma. Substituindo

$\Pi'_t = \alpha\beta'_t = \alpha(\sum_{i=0}^m \xi_i P_{i,T}(t))'$ na equação (1) tem-se,

$$\Delta Y_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_i P_{i,T}(t) \right)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1')$$

para algumas matrizes ξ_i . A hipótese nula é testada através de um teste de razão de verossimilhança

$$LR^{tvc} = -2[\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m)]$$

onde $\hat{l}_T(r, 0)$ é a log-verossimilhança do VECM(p) de (1'), convenientemente modificado, para o caso de $m=0$, e $\hat{l}_T(r, m)$ é a log-verossimilhança do VECM(p) de (1') (convenientemente modificado) para o caso onde $Y_{t-1}^{(m)} = (Y'_{t-1}, P_{1,T}(t)Y'_{t-1}, P_{2,T}(t)Y'_{t-1}, \dots, P_{m,T}(t)Y'_{t-1})'$. Em ambos os casos r é o posto de cointegração.

A estimação do VECM é de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995). Sendo assim, o teste LR da hipótese nula de cointegração padrão (TI) contra a alternativa TVC assume a forma

$$LR_T^{tvc} = -2[\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m)] = T \sum_{j=1}^r \ln \left(\frac{1 - \hat{\lambda}_{0,j}}{1 - \hat{\lambda}_{m,j}} \right) \quad (2)$$

onde os $\hat{\lambda}_{m,j}$ são as soluções do problema de autovalores generalizado.

Após estabelecerem as hipóteses a respeito do processo gerador de dados (DGP) sob a hipótese nula e demonstrarem a distribuição assintótica, Bierens e Martins (2010) chegam ao seguinte teorema: *Dado $m \geq 1$ e $r \geq 1$, sob a hipótese nula de cointegração padrão a estatística LR dada por LR_T^{tvc} definida em (2) é assintoticamente distribuída como χ_{mkr}^2 .*

Com relação ao tamanho empírico, os autores referem que para T pequeno o teste sofre de distorções de tamanho. Usando os valores críticos assintóticos para $T=100$ o teste tende a sobre-rejeitar a correta hipótese nula de cointegração padrão. Já para $T=500$ as distribuições empírica e assintótica quase coincidem.

Posteriormente ao estabelecimento das hipóteses a respeito do processo gerador de dados (DGP) sob a hipótese alternativa de TVC e a apresentação da distribuição assintótica, Bierens e Martins (2010) argumentam que o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio de Chebyshev. A escolha

ótima de m pode ser comparada à escolha ótima de um processo autoregressivo, onde geralmente são usados os critérios de informação Hannan-Quinn (1979) ou Schwarz (1978). Os autores sugerem que estes critérios de informação também podem ser usados para estimar m consistentemente se m é finito.

Bierens e Martins (2010) também demonstram que é possível incluir uma constante (drift) no TV-VECM(p), e sugerem como pesquisa futura a inclusão de tendências temporais e dummies sazonais.

5 RESULTADOS

A hipótese de que existe uma relação de longo prazo, variante no tempo, entre as exportações do estado do Ceará e seus condicionantes de demanda e de oferta é examinada a seguir. O estudo econométrico envolveu os passos usuais nos estudos de cointegração. Testes de raiz unitária são realizados nas variáveis de interesse para determinar suas ordens de integração; ou seja, saber se são não-estacionárias. Especificou-se então um VAR e em seguida procedeu-se a análise de cointegração (inicialmente invariante no tempo), onde foram realizados os testes tradicionais de Johansen, o teste do traço e o teste do máximo autovalor. Seguindo a abordagem de Cavalcanti e Ribeiro (1998) e de acordo com a teoria econômica descrita anteriormente, caso fossem encontrados dois vetores de cointegração possivelmente um deles seria identificado como uma relação de demanda por exportações, enquanto o outro estaria associado à relação de oferta. Encontrado apenas um vetor, esta relação possivelmente estaria relacionada a uma forma reduzida de exportações, ou a uma função de oferta, ou ainda a uma função de demanda. Posteriormente realiza-se o procedimento de Bierens e Martins (2010) para obter as elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará; ou seja, um vetor de cointegração que varia no tempo.

5.1 Descrição da base de dados

A base de dados utilizada na estimação de uma função de exportação variante no tempo para o estado do Ceará tem periodicidade mensal e as séries vão de janeiro de 1990 a janeiro de 2018, compreendendo 337 observações.

As exportações totais cearenses em dólares correntes, valores *free on board* (FOB), foram obtidas no antigo sistema ALICEWEB do Ministério do

Desenvolvimento Indústria e Comércio – MDIC¹, e na nova plataforma de comércio exterior do MDIC chamada COMEX STAT, que veio a substituir o ALICEWEB. Os dados foram deflacionados pelo índice geral de preços das exportações (IPX) do Brasil, calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX. A opção por esta forma de deflacionamento, e não por exemplo pelo índice de preços por atacado dos Estados Unidos (usado em alguns trabalhos da área) advém do fato de a série resultante ser uma boa *proxy* para o verdadeiro *quantum* exportado pelo estado². A variável resultante é chamada de XCE nas estimações econométricas.

As importações mundiais totais em dólares correntes *CIF* (*Cost, Insurance and Freight*), deflacionadas pelo índice de preços das importações mundiais totais, foram utilizadas para a construção da variável *proxy* condicionante da demanda por exportações do Ceará. Tais séries foram obtidas do *International Financial Statistics (IFS)* do Fundo Monetário Internacional (FMI). A variável resultante é chamada de MWa nas estimações econométricas, o valor real (*quantum*) das importações mundiais totais, *proxy* para a renda mundial. Espera-se que a demanda por exportações cearenses (XCE) responda positivamente ao aumento do valor real das importações mundiais totais (MWa)³.

As duas *proxies* dos condicionantes da oferta de exportações do Ceará foram um índice da taxa de câmbio efetiva real, ano base 2010, calculado pelo IPEA, e o consumo de energia elétrica nacional total, em GWh, cuja fonte é a Eletrobrás.

O índice da taxa de câmbio efetiva real, obtido na plataforma IPEADATA, é uma média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do Brasil em relação a 23 países com maiores participações na pauta de exportação. A taxa de câmbio real bilateral calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada é

1 O critério adotado pelo MDIC para as exportações por unidade da federação considera o estado produtor da mercadoria. Por exemplo, quando há um valor de US\$ 2.102.137.332 exportados pelo Ceará em 2017, não significa que o total desse valor foi exportado por empresas sediadas no estado. Este foi o valor de mercadorias exportadas produzidas/extraídas/cultivadas no Ceará, independentemente de onde esteja localizada a empresa exportadora.

2 Os índices de preço da FUNCEX são calculados segundo o critério de FISHER, enquanto o *quantum* é obtido implicitamente pela deflação da variação do valor e do preço calculados no período.

3 A série do índice de preços das importações mundiais totais foi descontinuada em outubro de 2016, ou ainda não foi atualizada até presente data. Sendo assim, o restante da série das importações mundiais (apenas 16 meses de um total de 337) foi deflacionada pelo índice de preços das importações totais dos países industrializados (até abril de 2017) e pelo índice de preço das importações dos EUA (de maio/17 a jan/18). Estes três deflatores possuem médias mensais de variação de preços de importação praticamente idênticas para a amostra total. As estimativas das elasticidades dinâmicas apresentaram pouca variação quando a amostra abrange somente o período até setembro de 2016, como será visto a seguir.

definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-EP-DI/FGV) do Brasil e o Índice de Preços ao Produtor (IPP) do país em questão. As ponderações utilizadas pelo IPEA variam a cada ano, sendo obtidas pelas participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras para os países considerados nos 2 anos imediatamente anteriores. O peso de cada país i no cálculo das taxas de câmbio efetivas de todos os meses de um determinado ano corresponde à participação desse país i no total das exportações brasileiras provenientes dos 23 países selecionados nos dois anos anteriores. Portanto, os pesos de cada país na construção da taxa são móveis ao longo da série, incorporando assim as mudanças na importância relativa de cada país ao longo do tempo⁴.

A variável mensal em logaritmo resultante é chamada de CER_{Ipa} nas estimações econométricas. Como os índices de preços funcionam como uma *proxy* para a variação dos custos de produção, a taxa de câmbio efetiva real melhor representaria o nível de competitividade externa de um país ou região. Assim, um aumento em CER_{Ipa} significa uma desvalorização da taxa de câmbio em termos reais, o que pode ser entendido como um aumento da competitividade do setor exportador do Ceará.

A segunda condicionante da oferta de exportações do Ceará, a qual de acordo com as ideias discutidas na seção 2.1 atua como alternativa às vendas externas, é a *proxy* para a renda brasileira Consumo de energia elétrica nacional total (comercial, industrial e residencial), em GWh. A variável mensal em logaritmo resultante é chamada de EET nas estimações econométricas. Espera-se que a oferta de exportações seja função negativa dos ciclos de atividade nacional, e como estes ciclos estão positivamente relacionados ao consumo de energia elétrica, um aumento neste consumo tende a diminuir a oferta de produto ao exterior.

Todas as séries foram transformadas em logaritmo natural, possibilitando interpretar os parâmetros como sendo elasticidades de comércio exterior. A seção seguinte apresentará e discutirá os principais resultados obtidos na pesquisa.

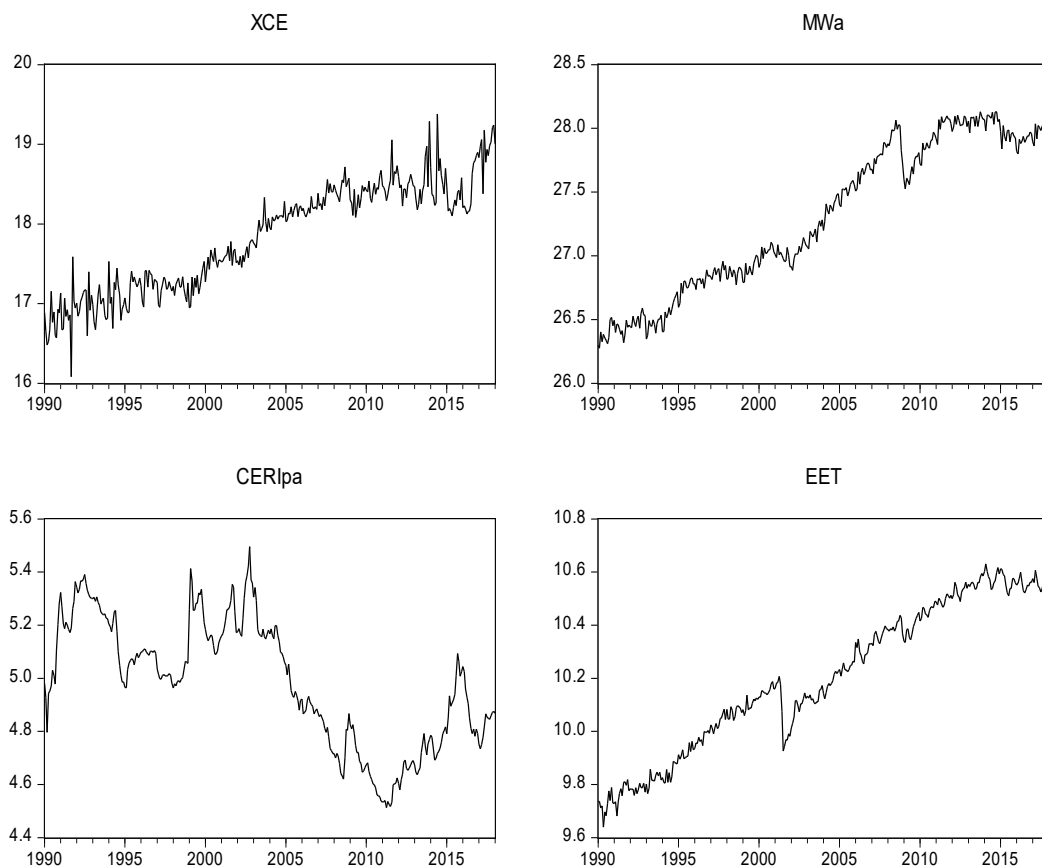
5.2 Estimativas das elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará

Os gráficos das séries em logaritmo das exportações cearenses deflacionadas,

4 Para detalhes da metodologia ver: <http://www.ipeadata.gov.br/doc/Nota%20Metodo%20C3%B3gica%20-%20tx%20de%20cambio%20efetiva%20real.pdf>

das importações mundiais totais deflacionadas, da taxa de câmbio real efetiva e do consumo total de energia elétrica do Brasil encontram-se na figura a seguir. Testes de raiz unitária são realizados nas variáveis, especifica-se um VAR, procede-se a análise de cointegração invariante no tempo e por fim realiza-se o procedimento de Bierens e Martins (2010) para obter as elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará.

Figura 2: Evolução das variáveis utilizadas nas estimações.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Os correlogramas destas quatro séries sugerem a não estacionariedade de todas elas, dado o lento decaimento da autocorrelação. A tabela a seguir apresenta os resultados dos testes de raiz unitária.

Tabela 6: Testes de raiz unitária.

Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS	
Hipótese nula: raiz unitária		Hipótese nula: raiz unitária		Hipótese nula: estacionariedade	
Constante	Constante e Tendência	Constante	Constante e Tendência	Constante	Constante e Tendência
<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>Estatística de teste</i>	<i>Estatística de teste</i>
0,851	0,00	0,157	0,00	2,15*	0,23*
0,782	0,646	0,722	0,051	2,15*	0,21*
0,432	0,08	0,455	0,278	1,36*	0,175*
0,631	0,318	0,766	0,00	2,15*	0,132**

O critério de Schwarz foi utilizado para seleção das defasagens do teste ADF.

* Significante a 5%. ** Significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Apesar dos resultados dos testes padrão não serem unânimes, todas as séries foram consideradas integradas de ordem 1, ou seja $I(1)$, para os modelos a serem estimados a seguir. A série XCE não aparenta ter sazonalidade. Já a série MWa apresenta indícios, assim como EET. Todavia, optou-se por não dessazonalizar as séries para não alterar as características da relação de longo prazo entre elas, especialmente em relação a taxa de câmbio, pois esta é função também de exportações e importações.

A especificação do VAR inicia com doze defasagens para as variáveis XCE, MWa, CERIPA e EET. Levando em consideração o critério de informação de Hannan-Quinn, que indica quatro defasagens, e o teste de Wald para a exclusão de defasagens, que exclui a quinta defasagem, chega-se a um VAR(4). Em seguida procedeu-se os testes de cointegração de Johansen, assumindo três defasagens nas variáveis e permitindo intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível das variáveis, ou seja, constante dentro e fora do vetor de cointegração.

Tabela 7: Testes de cointegração de Johansen para as exportações do Ceará.

Teste do posto para cointegração irrestrita (Traço)				
Número de eq. de cointegração	Autovalor	Estatística traço	Valor Critico 0,05	P-valor
Nenhuma *	0.090053	64.56584	47.85613	0.0007
No máximo 1*	0.061122	33.14105	29.79707	0.0199
No máximo 2	0.033185	12.13866	15.49471	0.1504

Teste do traço indica 2 equações de cointegração ao nível 0.05.

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

Teste de posto para cointegração irrestrita (Máximo autovalor)				
Número de eq. de cointegração	Autovalor	Estatística Máx. Autovalor	Valor Critico 0,05	P-valor
Nenhuma *	0.090053	31.42480	27.58434	0.0152
No máximo 1	0.061122	21.00239	21.13162	0.0521
No máximo 2	0.033185	11.23827	14.26460	0.1427

Teste do máximo autovalor indica 1 equação de cointegração ao nível 0.05.

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

Coefficientes de cointegração normalizados (erros padrão entre parênteses)			
XCE	MWA	CERIPA	EET
1.000000	-1.868408	-0.675196	1.209985
	(0.26388)	(0.20609)	(0.51272)

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

O teste do traço indica a existência de dois vetores de cointegração, rejeitando assim a hipótese de não-cointegração. Já o teste do maior autovalor indica a existência de um vetor de cointegração. Levando em consideração a existência deste único vetor, a relação de equilíbrio de longo prazo estimada, na forma reduzida, para as exportações cearenses é coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos já realizados para as exportações brasileiras, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude. Note que da equação (1), com β' invariante no tempo, temos que no equilíbrio de longo prazo os coeficientes de cointegração normalizados da tabela 7 resultam em $\beta' Y_{t-1} = 0$. A resolução da equação para XCE indica que uma elevação de 1% nas importações

mundiais deve provocar um aumento, no longo prazo, de 1,87% nas exportações do Ceará. Uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio efetiva real acarretaria um aumento de 0,67% nas exportações do estado. Uma aceleração da atividade econômica do Brasil, representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações cearenses na magnitude de 1,21%, refletindo a preferência pelo mercado interno. Percebe-se que as exportações estaduais sofrem maior influência relativa da variável de demanda por exportações, “renda mundial”, no longo prazo.

Diferentes acontecimentos econômicos nacionais e internacionais das últimas décadas poderiam apontar para uma inconstância nos parâmetros de longo prazo aqui estimados. Importantes episódios foram a mudança no regime cambial brasileiro em 1999, a entrada da China na Organização Mundial do Comércio no início dos anos 2000, a chamada Grande Recessão Mundial iniciada em 2008 e a significativa queda no nível de atividade brasileira entre 2014 e 2016. Outros acontecimentos relevantes foram as crises asiática e russa de 1997 e 1998, o estouro da bolha tecnológica de 2000 nos EUA e o ‘*overshooting*’ cambial das eleições do Brasil de 2002. Portanto há suficientes razões econômicas e teóricas, a Crítica de Lucas, por exemplo, para supor que as elasticidades de exportação podem alterar-se frequentemente. A seguir será utilizada a metodologia proposta por Bierens e Martins (2010) para investigar a hipótese de cointegração variante no tempo entre as vendas externas cearenses e seus condicionantes.

Como visto anteriormente, Bierens e Martins (2010) propõe um modelo vetorial de correção de erros onde a relação de cointegração varia suavemente no tempo, em que o arcabouço de Johansen é um caso especial do modelo, e definem um teste de razão de verossimilhança com distribuição assintótica qui-quadrado.

A hipótese nula do teste é que o vetor de cointegração de quatro variáveis é invariante no tempo. A hipótese alternativa é que o vetor varia no tempo, isto é, alguns ou todos os quatro componentes do vetor de cointegração são combinações lineares de m polinômios temporais de Chebyshev. Segundo Bierens e Martins (2010) o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio, e tal escolha pode ser feita usando o critério de informação Hannan-Quinn.

O valor mínimo encontrado para o referido critério de informação foi de -11,76473, indicando a escolha ótima $m = 6$ para a ordem do polinômio de

Chebyshev. O teste de Bierens e Martins (2010) é descrito na tabela a seguir. A distribuição assintótica sob a hipótese nula é uma $\chi^2_{(mrk)} = \chi^2_{(24)}$.

Tabela 8: Teste de Bierens e Martins (2010) de cointegração variante no tempo, com $m = 6$

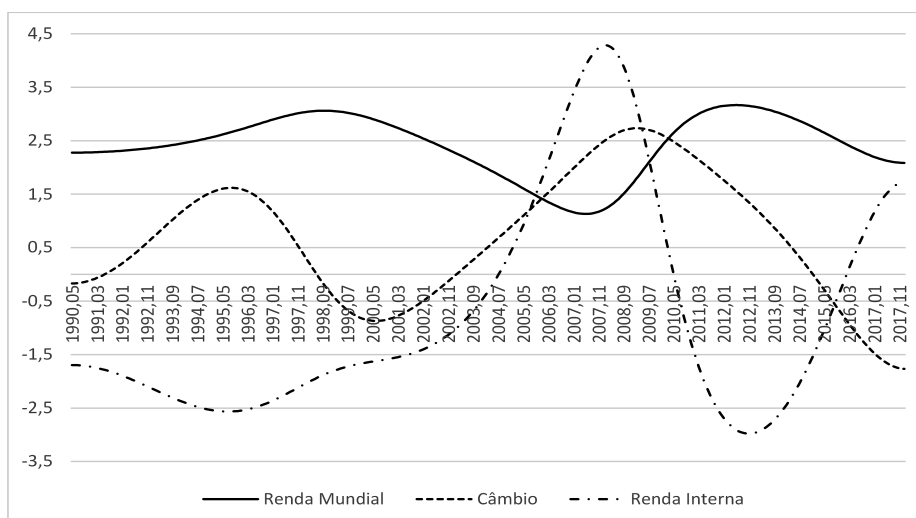
Estatística de teste:	101,97
Distribuição assintótica nula:	$\chi^2_{(24)}$
Valor crítico ao nível de significância de 5%:	36,41
P-valor:	0,00

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Tal como visto na seção que expôs a metodologia de Bierens e Martins (2010), um valor pequeno de m impõe um comportamento suave para o vetor β_t , se aproximando do caso invariante no tempo. Para se ter uma ideia da importância do resultado descrito na tabela anterior, para o mesmo procedimento utilizando $m = 1$ a estatística de teste é 16,54, a distribuição $\chi^2_{(4)}$ possui o valor crítico de 9,49 a 5% e, portanto, a hipótese nula de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes é rejeitada.

A figura a seguir apresenta as elasticidades de longo prazo estimadas, ou seja, o vetor de cointegração variante no tempo β_t normalizado e resolvido para XCE.

Figura 3: Elasticidades dinâmicas estimadas de comércio exterior do Ceará.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

As médias das elasticidades dinâmicas estimadas para todos os meses do período da amostra são as seguintes: renda mundial 2,42, câmbio 0,69, renda interna -0,75. Note que os sinais são os mesmos e as magnitudes são similares ao vetor de cointegração invariante no tempo obtido pelo método de Johansen. Um aumento da renda mundial, representado aqui por uma elevação nas importações mundiais totais, teria o efeito médio de elevar as exportações do Ceará no longo prazo. Uma melhora na razão de preços de comércio exterior, representada aqui pelo índice da taxa de câmbio efetiva real, igualmente tende a elevar as vendas externas do estado. Já uma aceleração na atividade econômica brasileira, aproximada por um aumento no consumo total de energia elétrica (comercial, industrial e residencial) no país, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações, dada uma preferência teórica por abastecer o mercado interno⁵.

A característica mais importante a ser notada no gráfico das elasticidades dinâmicas é a de que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinais e magnitudes esperadas, teórica e empiricamente. Além disso, percebe-se que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das exportações cearenses no longo prazo, mais importante do que as variáveis de preço e de substituição pelo mercado interno. Nota-se ainda que a elasticidade renda externa aparenta ter menor variabilidade no longo prazo.

A elasticidade câmbio, apesar de em média ter sinal e magnitude esperada, apresenta períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria. O sinal se altera em julho de 1998, e volta a ter o comportamento esperado em fevereiro de 2003. A elasticidade média neste período é de -0,55, ou seja, uma desvalorização cambial de 1% diminuiria as exportações do estado em 0,55% no longo prazo. Os pouco mais de quatro anos em questão foram repletos de acontecimentos que podem explicar tal “*puzzle*”. No início do período a taxa de câmbio nominal ainda era dada pelo sistema de bandas cambiais, haveria eleições e grande incerteza com relação ao futuro do regime, e o Brasil precisou obter ajuda financeira do FMI. Aconteceu ainda a moratória da dívida russa após a crise dos tigres asiáticos de fins de 1997. Logo em seguida no início de 1999 houve a mudança do regime cambial brasileiro, onde o governo foi forçado, por escassez de reservas internacionais, a adotar o

5 As médias das elasticidades dinâmicas estimadas para a amostra contendo o subperíodo de janeiro de 1990 a setembro de 2016, período em que há disponibilidade do índice de preços das importações mundiais totais, como mencionado na nota de rodapé 3, são as seguintes: renda mundial 1,82, câmbio 0,54, renda interna -0,44. O gráfico das elasticidades dinâmicas é muito similar ao da figura 3, porém com elasticidades tanto máximas quanto mínimas ligeiramente menores em módulo para as três variáveis.

câmbio flutuante. Nos anos seguintes houve a moratória Argentina, estouro da bolha tecnológica nos EUA e atentados terroristas. Talvez estes acontecimentos ajudem a explicar os sinais contrários das elasticidades mensais observadas. De janeiro de 2015 até o fim da amostra a sensibilidade câmbio volta a alterar de sinal, com uma média de -1,07. Este período coincide com uma grande queda no nível de atividade econômica nacional, com o impedimento da presidente da república e com importante desaceleração nas importações mundiais totais.

A elasticidade renda interna tem em média sinal e magnitude esperadas; todavia, assim como a elasticidade câmbio, apresenta períodos de comportamento inverso ao esperado. No período entre agosto de 2004 a abril de 2010 a sensibilidade média é de 2,46; um aquecimento da economia brasileira tenderia a aumentar as exportações. O período entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2008 foi marcado por um importante crescimento econômico no Brasil, simultaneamente a uma grande elevação nas importações mundiais totais e também no crescimento econômico mundial. Dada esta simultaneidade no avanço das atividades econômicas interna e externa, talvez não seja totalmente implausível este resultado empírico de sinais iguais para as elasticidades renda interna e externa. Seria possível ter o mesmo raciocínio para o fim da amostra considerada. De fevereiro de 2016 em diante a elasticidade renda interna média é de 1,08, mesmo sinal da renda externa. Todavia aqui estes sinais iguais poderiam estar relacionados as simultâneas desaceleração da atividade nacional e das importações mundiais.

Em síntese, das estimativas para o vetor de cointegração variante no tempo β_t , apresentadas na figura anterior, é possível perceber que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das exportações cearenses no longo prazo, com sinais de elasticidades invariantes e magnitudes esperadas. Além disso, usando a metodologia de Bierens e Martins (2010), observa-se que as médias das elasticidades dinâmicas estimadas na amostra (renda mundial 2,42, câmbio 0,69, renda interna -0,75) apresentam sinais e magnitudes similares ao vetor de cointegração invariante no tempo obtido pelo método tradicional de Johansen.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, variante no tempo de forma suave, entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes. A metodologia econométrica utilizada seguiu aquela delineada por Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev.

A partir de uma amostra de 337 observações, entre janeiro de 1990 e janeiro de 2018, o teste de cointegração de Johansen do maior autovalor indicou a existência de um vetor de cointegração, invariante no tempo, entre as exportações cearenses e as *proxies* de renda externa, câmbio efetivo real e renda interna. Esta relação de equilíbrio de longo prazo estimada foi coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos realizados para o Brasil, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude. Uma elevação de 1% nas importações mundiais tenderia a provocar um aumento, no longo prazo, de 1,87% nas exportações do Ceará. Uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio efetiva real acarretaria um aumento de 0,67% nas vendas externas do estado. Já uma aceleração da atividade econômica do Brasil, representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações cearenses na magnitude de 1,21%.

Como há razões econômicas e teóricas para supor que as elasticidades de exportação podem alterar-se ao longo do tempo (por exemplo a Grande Recession Mundial iniciada em 2008 e a Crítica de Lucas), em seguida foi utilizada a metodologia de Bierens e Martins (2010) para investigar a possibilidade de cointegração variante no tempo. A hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes, foi então rejeitada.

As médias das elasticidades dinâmicas estimadas foram a da renda mundial de 2,42, a do câmbio de 0,69 e a da renda interna de -0,75. Os sinais obtidos foram os mesmos e as magnitudes similares ao vetor de cointegração invariante no tempo. Um aumento da renda mundial teria o efeito médio de elevar as exportações do Ceará no longo prazo. Uma melhora na razão de preços de comércio exterior igualmente tenderia a elevar as vendas externas, enquanto uma aceleração na atividade econômica brasileira tenderia a provocar uma diminuição nas exportações.

Portanto, as estimativas para o vetor de cointegração variante no tempo indicaram que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das exportações cearenses no longo prazo, com sinais de elasticidades invariantes e magnitudes esperadas. Estes resultados parecem indicar que políticas públicas para o setor exportador poderiam ser concentradas em melhorias no suprimento desta demanda externa, tais como investimentos no setor portuário e na logística de escoamento da produção.

REFERÊNCIAS

ARRUDA, E. F.; MARTINS, G. Curva J e Condição de Marshall-Lerner: evidências para as exportações líquidas cearenses. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 15, n. 1, 2017.

BARROS, G. S. D. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de ofertas de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 865, 2002.

BIERENS, H. J.; MARTINS, L. F. Appendix: Time Varying Cointegration. http://econ.la.psu.edu/~hbierens/TVCOINT_APPENDIX.PDF. 2009.

BIERENS, H. J.; MARTINS, L. F. Time-varying cointegration. **Econometric Theory**, v. 26, n. 5, p. 1453-1490, 2010.

BNB – **Banco do Nordeste**. Relatório de Comércio Exterior. Disponível em www.bnb.gov.br, 2012.

BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **Pesquisa e Planejamento Econômico** 13 (3), 707-744, 1983.

CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. **Revista Brasileira de Economia**, v. 34, n. 3, 1980.

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro**, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr. 1998.

CAVALCANTE, A. L.; PAIVA, W. L.; FREIRE Jr., J. **Uma análise da distribuição espacial por municípios e destinos dos principais produtos exportados cearenses**, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Texto para Discussão 83, jun. 2010.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 545, 1998.

CIN/FIEC. **Centro Internacional de Negócios do Ceará, Federação das Indústrias do Estado do Ceará.** Ceará em Comex, jan. 2018.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, 1987.

FMI – **Fundo Monetário Internacional.** Disponível em: www.imf.org, 2018.

FREIRE Jr., J.; PAIVA, W. L. **Efeitos da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de produtos industrializados.** Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Texto para Discussão 103, 2014.

FREIRE Jr., J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N. **Taxa de câmbio, renda mundial e exportações de calçados: um estudo para a economia cearense.** Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Economia do Ceará em Debate 2010: 262-280.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. **The Review of Economics and Statistics**, 60 (2): 257-86, 1978.

GRANGER, C.W.J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 48, 213-218, 1987.

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, 2018.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

———. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica** 59, 1551–1580, 1991.

JOHANSEN, S. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models.** Oxford University Press. 1995

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. **Unit Roots, Cointegration, and Structural Change.** Cambridge: Cambridge, 1998.

MARIANO, F. Z.; VASCONCELOS, D. N. **Exportação, taxa de câmbio e renda mundial: uma análise econométrica para os principais municípios exportadores do Ceará, 2005 a 2013.** Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica

do Ceará. Fortaleza: IPECE, X Encontro Economia do Ceará em Debate, 2014.

MDIC. **Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior**. Disponível em www.mdic.gov.br, 2018.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil – China de *commodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, 2011, pp. 311 – 335.

MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 35, n. 1, p. 17-41, jan.- mar.1981.

PARK, J.Y.; HAHN, S.B.. Cointegrating regressions with time varying coefficients. **Econometric Theory** 15, 664–703. 1999.

PINTO, M.B.P. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. **Estudos Econômicos**, v. 10, n. 3, set-dez. 1980.

PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 313-348, ago. 1993.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. Estimativas da função exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais, 1995 – 2009. **Economia Aplicada**, v. 16, n.1, 2012, pp. 167 – 196.

ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.

A INFLUÊNCIA DA EDUCAÇÃO NA REELEIÇÃO DOS PREFEITOS CEARENSES NO ANO DE 2012

Ana Patrícia Pierre de Lima*

Francisco Antonio Sousa de Araújo**

Paulo de Melo Jorge Neto***

Resumo

A educação é direito de todos e dever do Estado e da família segundo a Constituição Federal de 1988. Como os prefeitos dos municípios brasileiros são os principais responsáveis pela educação primária pública, esta pesquisa tem por objetivo investigar a relação entre a qualidade da educação pública municipal, através das notas do IDEB, e a probabilidade de reeleição dos prefeitos cearenses na eleição de 2012. A possibilidade de um viés de seleção estar presente implicou na escolha do método de Heckman (1979) como ferramenta para análise. Como principal resultado, verificou-se que a qualidade da educação não afetou a probabilidade de reeleição dos prefeitos. Outro resultado que chamou atenção foi o impacto dos gastos per capita em educação se considerados apenas os dois últimos anos de mandato do chefe do executivo local, podendo indicar que os eleitores só enxergam políticas de curto prazo. Por fim, merece destaque o fato de quanto maior o número de vezes que as contas municipais foram desaprovadas pelo Tribunal de Contas Municipais do estado, maior também foi a probabilidade de reeleição do incumbente.

Palavra-Chave: Reelection de prefeito, Educação Pública, IDEB.

Abstract

The Brazilian's federal constitution of 1988 ensure that the education is an everyone's right and is duty of the State to prove it. The mayors of Brazilian municipalities are the main responsible for public primary education, so this research aims to investigate the relationship between the quality of municipal public

*Analista de Controle Externo do Tribunal de Contas do Ceará. E-mail: patriciaapl@hotmail.com.

**Doutorando em Economia CAEN/UFC. E-mail:tonyaraujoce@gmail.com.

*** Professor Associado da UFC. E-mail: pjneto@caen.ufc.br.

education, through IDEB's notes, and the likelihood of re-election of the mayors of the state of Ceará in the election of 2012. The possibility of a selection bias may be present, so we chose to use the Heckman's method (1979) as a tool for our analysis. As a main result, it was found that the quality of education did not affect the likelihood of re-election of mayors. Another result that attracted attention was the impact of per capita spending on education if we consider only the expenditures of the last two years of office. It may indicate that voters only see short-term policies. Finally, the greater the number of times of the municipal accounts were disapproved by the State's Municipal Court of Accounts greater the likelihood of incumbent re-election.

Keywords: Mayor Reelection, Public Education, IDEB.

1 INTRODUÇÃO

A educação é considerada como um dos direitos fundamentais do homem e está garantida legalmente em quase todos os países. Essa conquista é consequência da compreensão que vem se desenvolvendo, ao longo dos últimos séculos, de que a educação é um dos importantes elementos na conquista da cidadania, tendo em vista ser ela um dos requisitos básicos para que os indivíduos possam ter acesso aos bens culturais disponíveis na nossa sociedade.

No Brasil, a educação aparece no artigo 6º da Constituição Federal de 1988 como um direito social, assim como a saúde, a alimentação, o trabalho, a moradia, o transporte, o lazer, a segurança, a previdência social, a proteção à maternidade e à infância e a assistência aos desamparados.

De acordo com a legislação em vigor no país, é competência dos municípios atuarem prioritariamente na educação infantil e ensino fundamental, enquanto cabe aos estados assegurar o ensino fundamental e oferecer, prioritariamente, o ensino médio. No tocante ao Distrito Federal, a Carta Magna definiu que este ente deve desenvolver as competências referentes aos estados e municípios, ou seja, oferecer toda a educação básica. Quanto ao papel da União, a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) diz que a essa cabe a organização do sistema de educação superior e o apoio técnico e financeiro aos demais entes federados (BRASIL, 1996).

Os prefeitos dos municípios brasileiros são os principais responsáveis pela

educação primária pública, portanto, existe a possibilidade de a qualidade deste serviço público influenciar o resultado das eleições. Firpo, Pieri e Souza (2017), verificaram que a qualidade da educação, medida pelo Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), afetou positivamente as chances de reeleição dos prefeitos. Uma elevação de uma unidade no índice, entre 2005 e 2007, aumentou a chances de reeleição do prefeito em cerca de 5%. Segundo os autores, o principal argumento teórico para uma ligação entre a responsabilidade eleitoral e a educação pública é que os pais se preocupam com a qualidade da educação e que as pessoas de fato reagem quando têm mais informações sobre a qualidade das escolas.

De forma similar, esta pesquisa objetiva verificar se a qualidade da educação, medida pelo IDEB para o quinto ano do ensino fundamental, influenciou na reeleição dos prefeitos cearenses no ano de 2012. Além disso, examinar se outras variáveis afetaram na reeleição.

Contudo, antes de conseguir se reeleger, o incumbente tem que decidir se irá se candidatar. Essa decisão já pode selecionar previamente os gestores locais com maior probabilidade de se reeleger. Existe a possibilidade de ocorrer um viés de seleção, levando a estimativas enviesadas dos condicionantes da reeleição.

Devido a esse possível viés, foi adotado o procedimento descrito por Heckman (1979) no qual a regressão é feita em dois estágios. Estimou-se um modelo para a equação de seleção, ou de candidatura, e depois outro modelo para a variável reeleição levando-se em conta o problema de seletividade amostral.

A base de dados é formada por todos os prefeitos das cidades cearenses que eram reelegíveis nas eleições de 2012. As regressões, de seleção e as principais, serão formadas por variáveis que denotam características pessoais, políticas e o perfil dos municípios. A *proxy* usada para qualidade de educação será a diferença entre o IDEB municipal dos anos de 2011 e 2009 para o 5º ano do ensino fundamental. Por conta da heterogeneidade da amostra, e possível heterocedasticidade dos resíduos, serão utilizados erros robustos em cluster de acordo com a densidade demográfica das cidades.

Os resultados indicam que a qualidade da educação não afetou a probabilidade de reeleição dos prefeitos. Além disso, há impacto nos gastos *per capita* em educação sobre a chance de reeleição, mas apenas nos dois últimos anos de mandato do prefeito, indicando que os eleitores só enxergam políticas de curto prazo.

Por fim, merece destaque o fato de quanto maior o número de vezes que as contas municipais foram desaprovadas pelo Tribunal de Contas Municipais (TCM), maior também será a probabilidade de reeleição do incumbente.

Além desta introdução, esta dissertação está dividida em mais três capítulos e as considerações finais. No segundo capítulo, apresenta-se uma revisão de literatura sobre a educação no Brasil e a medida da qualidade escolar utilizada. O seguinte traz outras pesquisas que abordam como tema principal a reeleição de prefeitos. A quarta seção subdivide-se em duas. A primeira apresenta a metodologia utilizada, bem como a base de dados, o método e o modelo econométrico empregado. Por sua vez, a segunda descreve os principais resultados encontrados pelo modelo econométrico estimado. Por último, as considerações finais são apresentadas.

2 O IDEB COMO MEDIDA DE QUALIDADE ESCOLAR

Segundo Firpo, Pieri e Souza (2017), o processo de descentralização escolar foi acompanhado de instrumentos que permitiram o governo federal monitorar o desempenho das escolas públicas municipais e estaduais. O primeiro conjunto de instrumentos para monitoramento e avaliação que caracteriza o sistema brasileiro de prestação de contas foi introduzido com o Sistema Nacional de Avaliação de Educação Básica (Avaliação Nacional de Educação Básica ou, simplesmente, SAEB) em 1995. A SAEB é administrada pelo Ministério da Educação e é caracterizado por um exame em Matemática e Português aplicado a cada dois anos em uma amostra de estudantes do 5º e do 9º ano da escola primária e da 3ª série do ensino médio.

Outros exames realizados pelo Ministério da Educação foram implementados após o SAEB. Em 1998, o Exame Nacional do Ensino Médio (Criação Nacional de Ensino Secundário, ou simplesmente, ENEM) foi criado e, em 2005, Prova Brasil (Exame do Brasil), um exame bianual com cobertura do recenseamento no nível da escola pública urbana em Matemática e leitura para alunos do 5º e do 9º ano. Na edição de 2007 da Prova Brasil, todas as escolas estaduais aderiram ao exame e houve amplo apoio das autoridades municipais, levando a uma cobertura de mais de 99% da população alvo (FERNANDES E GREMAUD, 2009).

Entre as vantagens potenciais de um modelo escolar descentralizado, um

importante é o fato de que decisões que afetam a qualidade do ensino seriam aproximados da população local, reduzindo assimetrias de informações, custos de agência e problemas de decisão coletiva. Além disso, argumenta-se que a descentralização poderia resolver o problema da heterogeneidade das preferências entre as populações de diferentes localidades e poderia reduzir corrupção (GALIANI ET AL., 2008).

A comparação entre escolas com base na Prova Brasil não levou em conta que eles tinham diferentes taxas de retenção, permitindo importantes diferenças de composição na amostra do aluno. Para corrigir as taxas de retenção diferencial, o Ministério da Educação construiu um índice que levou em conta as taxas de desempenho e a retenção. Assim, em 2007, o IDEB foi criado executando uma normalização da Prova Brasil vezes a taxa de aprovação escolar (FIRPO, PIERI E SOUZA (2017).

O IDEB tornou-se o instrumento que informa a população sobre a qualidade escolar, permitindo que os alunos e os pais tenham uma escolha escolar mais bem informada. Observe que tal índice é construído para cada escola pública e para o público em geral do sistema escolar (local e estado separadamente). Isso originou um canal informativo que pode ser usado para pressionar professores, diretores, gerentes e, finalmente, prefeitos responsáveis por melhorias na qualidade da educação (FIRPO, PIERI E SOUZA (2017).

Portanto, o IDEB é utilizado pelo governo para guiar políticas públicas e acompanhar a evolução da qualidade do ensino. Da mesma forma, ele é igualmente usado pelas escolas para avaliação da instituição.

O Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE) definido pelo Ministério da Educação determina metas para o IDEB até 2021. Também foram estabelecidas metas intermediárias para um acompanhamento da evolução da educação brasileira.

Além disso, uma das metas do Plano Nacional de Educação (PNE), garantir o aprendizado adequado na idade certa, toma como referência as médias nacionais do IDEB, seguindo as projeções definidas pelo PDE.

2.1 O IDEB no Ceará

O Estado do Ceará se destaca no cenário regional e nacional no que se refere

à qualidade de educação. Quando se analisa especificamente o IDEB nas séries iniciais, observa-se que o Estado já alcançou em 2011 a meta proposta para 2015, feito alcançado também por Pará, Tocantins, Piauí e Rio Grande do Norte. Além disso, o Ceará foi um dos entes que obteve maior crescimento do índice entre 2005 e 2015 (INEP, 2018).

Para descrever melhor uma das principais variáveis desta pesquisa, a tabela 1 traz algumas estatísticas sobre o IDEB observado das séries iniciais do ensino fundamental nos municípios cearenses para os anos estudados.

A média aumentou no último período, a taxa de crescimento média foi de 18,5%, com um crescimento máximo de 56% no município de Ipaumirim que passou de um IDEB de 2,5 para 3,9. O menor nível de crescimento foi de -11% em Abaiara onde o índice era de 6,5 em 2009 e passou para 5,8 em 2011.

No período inicial, o destaque foi a cidade de Sobral que apresentava maior IDEB dentre todos, seguida por Abaiara, Groaíras, Itaiçaba e Pedra Branca. Já em 2011, os cinco maiores IDEB's eram de Mucambo, Sobral, Jijoca de Jericoacoara, Itarema e Groaíras.

Quanto aos menores valores encontrados, tem-se os municípios de Ipaumirim e Ibaretama nos anos de 2009 e 2011, respectivamente. Outro destaque negativo foi o município de Lavras da Mangabeira que figurou sempre entre os cinco piores indicadores. Vale notar também que os desvios padrões foram pequenos, revelando certo grau de homogeneização dos resultados.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do IDEB.

Estatística		2009	2011	Taxa de Crescimento
Média		4.036	4.769	0.1859
Mediana		4.000	4.700	0.1765
Desvio Padrão		0.5391	0.6610	0.12420
Variância		0.291	0.437	0.015
Mínimo		2.5	3.3	-0.11
Máximo		6.6	7.5	0.56
N. Obs.	Válido	183	182	181
	Omisso	1	2	3

Elaboração Própria. INEP (2018).

3 REVISAO BIBLIOGRAFICA DE REELEIÇÃO

Em quatro de junho de 1997 foi promulgada a Emenda Constitucional nº 16, que instituiu a possibilidade de reeleição imediata para mais um único mandato do chefe do executivo dos três níveis da administração pública. A medida alterou o sistema político brasileiro, que proibia a reeleição do presidente da República, reativando um instituto que não era praticado desde a República Velha, quando presidentes das Províncias (governadores) e intendentess (prefeitos) poderiam ser reconduzidos.

Mendes e Rocha (2004), com o intuito de descobrir quais fatores influenciariam a reeleição dos prefeitos, realizavam um estudo econométrico sobre a eleição municipal de 2000, com dados referentes a 96% dos 5.561 municípios brasileiros.

Foram duas as principais conclusões desse artigo. A primeira que a performance dos prefeitos reflete no resultado eleitoral apenas de maneira parcial. Variáveis relacionadas a fatos amplamente divulgados pela imprensa, como a acusação de ter cometido crime grave ou ter sido premiado por boa gestão afetam significativamente as probabilidades de candidatura e/ou de reeleição. Já indicadores de performance de menor visibilidade não parecem afetar as chances de candidatura ou reeleição, como é o caso dos prefeitos listados pelo Tribunal de Contas da União (TCU) como autores de irregularidades. A acusação de crime grave possui outra característica que aponta para o monitoramento parcial de que os acusados encontram dificuldades para conseguir se candidatar a um novo mandato, mas caso consigam confirmar a candidatura, suas probabilidades de reeleição tornam-se iguais a dos demais prefeitos.

Também indicam um monitoramento parcial da atuação dos prefeitos as variáveis associadas a resultados de políticas públicas, como saúde e educação. Na maioria dos casos analisados, as variáveis ou não estão correlacionados com o resultado eleitoral, ou afetam apenas as chances de candidatura à reeleição, não afetando a reeleição propriamente dita.

A segunda conclusão relevante é que as chances de reeleição estão intimamente associadas à expansão da despesa municipal. Em média, um prefeito que tenha reduzido em 10% a despesa corrente ao longo do mandato teve uma probabilidade de reeleição de 28%. Já aquele que aumentou a despesa em 50% teve a

probabilidade de reeleição ampliada para 43%.

Lopes Cançado e Araújo Junior (2004) estudaram a relação entre a probabilidade de reeleição e algumas variáveis de controle fiscal e político da economia. O estudo se concentrou na probabilidade de reeleição para o cargo de prefeito nos municípios mineiros na eleição de 2000. Após um resumo das principais teorias acerca de Ciclos Políticos-Econômicos, foram apresentadas regressões em que a reeleição é vista como variável dependente utilizando-se um modelo logístico de regressão. Os resultados sugeriram que a probabilidade de reeleição diminui à medida que as despesas com a máquina administrativa aumentam. De modo oposto, a probabilidade de reeleição aumenta à medida que a receita total do município aumenta. Dentre as variáveis políticas, os resultados apontam que a probabilidade de reeleição aumenta quando o candidato é do mesmo partido do Governador do Estado e do Presidente da República, sendo que este último apresenta maior impacto marginal.

De forma semelhante, Sakurai e Menezes Filho (2008) investigaram a influência dos gastos públicos na probabilidade de reeleição dos partidos para os cargos de prefeito. A pesquisa englobava mais de 2.000 municípios brasileiros entre as eleições de 1988 e 2000. Os resultados mostraram que, ao aumentar os gastos municipais, os prefeitos elevam as próprias chances ou de um sucessor do mesmo partido político. Além disso, aumentar gastos de capital em anos que precedem os pleitos municipais e as despesas correntes em anos eleitorais favorece os incumbentes.

O trabalho de Barreto (2009) procurou analisar o impacto que o advento do instituto da reeleição dos prefeitos tem causado no sistema político do Brasil. Para isso, analisou os três pleitos realizados desde a aprovação da medida, os dos anos 2000, 2004 e 2008, nas 26 capitais estaduais e nos 32 municípios brasileiros que, desde 2000, haviam atingido 200 mil eleitores, em um total de 186 pleitos.

Segundo o mesmo, os resultados foram contundentes: à luz dessas informações pode-se identificar que a adoção da reeleição nas eleições municipais modificou efetivamente a dinâmica das disputas. A presença do incumbente modifica o cenário da eleição, sendo que, como visto, na ampla maioria dos casos analisados (73%), ele permanece no cargo. Se a reeleição não tivesse sido aprovada, em todos esses municípios, o poder local passaria a outras mãos, embora não necessariamente a novos detentores do cargo. Persiste como pauta de investigação a comparação entre esses pleitos pós-reeleição e os anteriores para verificar se esta

novidade afetou a taxa de retorno, ou seja, a perspectiva da volta de ex-prefeitos.

Novaes e Mattos (2010) buscavam analisar o efeito do esforço de prefeitos em adquirir uma reputação com eleitores durante a reeleição no contexto de gastos municipais na saúde em ano eleitoral. Foi analisado o padrão municipal destes gastos nos anos eleitorais 2000 e 2004, os dois primeiros períodos eleitorais em que a emenda da reeleição esteve em vigor para municípios. Apesar de haver outras tentativas de se verificar ciclos eleitorais no Brasil, não foi encontrada nenhuma análise na literatura do tema a partir de amostra de municípios brasileiros.

Segundo os autores, os prefeitos candidatos à reeleição agem estrategicamente para convencer o eleitorado à recondução. Por sua vez, prefeitos em segundo mandato não aumentam as despesas quando encaram o final de seu mandato. Ou seja, o modelo de reputação se encaixa aos municípios brasileiros: prefeitos que tentam reeleição se esforçam, através de maiores gastos em saúde, para mostrar aos seus eleitores que são administradores competentes, ao contrário de prefeitos em segundo mandato. Encontramos ainda que incentivos partidários parecem ter importante papel na condução da administração municipal. O modelo de reputação omite qualquer efeito da eleição subsequente ao prefeito que não tenta ou não pode se reeleger. Porém, os resultados sugerem que importa ao prefeito que seu sucessor seja de seu partido.

O trabalho de Araújo e Jorge Neto (2016) buscou verificar qual o impacto da competição política municipal no desenvolvimento econômico, refletido pelo índice Firjan dos mesmos. A competição foi medida por alinhamento político da esfera municipal com as outras esferas de governo, reeleição de vereadores e manutenção de um partido no poder executivo. Montou-se um painel para todos os municípios cearenses para os anos de 2006 e 2010.

Quanto à variável que determina alinhamento político, tem-se que, apenas se o prefeito for do mesmo partido que o Governador, é que se tem um impacto estatisticamente significativo no IFDM. No caso, o impacto foi 10,6%. Quanto às outras variáveis, PIB per capita, densidade demográfica e gastos das Prefeituras nas áreas de saúde, educação e infraestrutura, não se tem um efeito expressivo.

Firpo, Pieri e Souza (2017) tinham por objetivo estimar o impacto eleitoral do lançamento de informações sobre melhorias na qualidade das escolas públicas. Analisaram o impacto das mudanças no IDEB de 2005 a 2007 sobre a probabilidade de reeleição nas eleições de 2004 e 2008 em geral e para várias subpopulações. A amostra consistiu em todos os municípios que: os prefeitos titulares foram

elegíveis para se candidatar a reeleições em 2004 ou 2008; havia menos de 200 mil eleitores; e tinha escola primária.

Os resultados revelaram que o IDEB, em média, afetou positivamente as chances de reeleição do prefeito. Na verdade, um aumento de uma unidade no IDEB de 2005 a 2007 aumentou a chances de reeleição do prefeito em cerca de 5% de pontos. Um aumento de um ponto no IDEB foi de fato uma política viável, como para os municípios da amostra, a mudança média no IDEB de 2005 a 2007 foi de 0,5.

Outros resultados importantes mostraram que o impacto do IDEB foi ainda maior nos municípios mais pobres e onde há mais filhos. Nessas situações, um aumento de unidade no IDEB de 2005 a 2007 pode aumentar a probabilidade de reeleição em mais de 10% de pontos. Os eleitores levaram em consideração a eficiência dos gerentes públicos na utilização de recursos e não apenas o montante gasto em educação.

4 NÚMEROS SOBRE REELEIÇÃO NO CEARÁ

Semelhante à seção anterior, a tabela abaixo traz informações acerca de outra variável principal desta pesquisa, buscando caracterizar melhor o período analisado.

Nas eleições municipais de 2012, o Estado do Ceará possuía 99 prefeitos reelegíveis. Como pode ser visto na tabela 2, dentre eles, apenas 63 tentaram se reeleger disputando o pleito em questão, ou seja, aproximadamente 34% dos incumbentes resolveram tentar manter-se no cargo. Quando se diminui a unidade de análise para os reelegíveis, o percentual de incumbentes que disputaram sobe para 63,6%. Dentre eles, 38 conseguiram obter sucesso. Logo, cerca de 60% dos prefeitos que tentaram se reeleger, conseguiram. Assim, nas eleições municipais de 2012 no Ceará, mais de 20% de todos os prefeitos foram reeleitos.

Tabela 2 – Prefeitos reelegíveis em 2012.

Total	Disputaram (N=63)	Sucesso (N=38)
Prefeitos (N=184)	34,2%	20,6%
Reelegíveis (N=99)	63,6%	38,3%
Reelegíveis que concorreram (N=63)	100%	60,3%

Elaboração Própria. TSE (2018).

A tabela 3 traz algumas características selecionadas dos reelegíveis para melhor descrevê-los. São elas: idade no pleito de 2012, o valor dos bens declarados à justiça eleitoral e percentual dos votos obtidos, ambos no pleito de 2008. Pode-se observar que os prefeitos que não tentaram a reeleição são, em média, mais velhos, seguidos pelos que disputaram a reeleição e perderam. Por sua vez, este grupo engloba os prefeitos com maior patrimônio, contrastando com os chefes do executivo que se reelegeram. É importante destacar que as informações aqui trazidas são de fontes oficiais do governo, embora alguns *outliers* pareçam improváveis. Por último, no que diz respeito ao resultado das eleições de 2008, os três grupos são semelhantes.

Tabela 3 – Prefeitos reelegíveis em 2012: características selecionadas.

Estatística	Idade em 2012	Valor dos Bens em 2008	% Votos obtidos em 2008
Não disputaram			
Média	53,25	R\$ 565.064,80	27,4%
Desvio	12,34591	R\$ 815.766,70	4,7%
Min	30	R\$ 18,00	18,3%
Max	90	R\$ 2.912.716,00	39,2%
N	36	32	36
Disputaram e Perderam			
Média	51,56	R\$ 662.252,20	26,8%
Desvio	11,8676	R\$ 1.314.330,00	3,7%
Min	27	R\$ 40.787,78	17,9%
Max	82	R\$ 6.046.479,00	34,8%
N	25	22	25
Reelegeram			
Média	49,39474	R\$ 314.837,80	27,9%
Desvio	8,493366	R\$ 28.551,30	4,6%
Min	27	R\$ 10.505,94	18,9%
Max	62	R\$ 2.459.627,00	43,7%
N	38	33	38

Elaboração Própria. TSE (2018). Nota: Nem todos os candidatos declararam seus bens, portanto as estatísticas podem estar subestimadas.

5 ANÁLISE EMPÍRICA

Nesta seção, serão expostas as fontes utilizadas para montagem da base de dados e, além disso, serão explicitados o método e o modelo econométrico utilizado na pesquisa.

5.1 Origem dos Dados

Todas as variáveis políticas a respeito das características dos candidatos, o seu financiamento de campanha, a declaração de bens, o alinhamento político, a despesa de campanha e o resultado das eleições, foram obtidas no Tribunal Superior Eleitoral (TSE). O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) foi retirado do site do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), uma autarquia federal vinculada ao Ministério da Educação (MEC). O número mínimo de vezes que o gestor municipal teve sua prestação de contas rejeitada pelo Tribunal de Contas dos Municípios do Estado do Ceará (TCM) foi conseguido junto ao mesmo, antes de sua extinção. Já as variáveis que caracterizam os municípios foram adquiridas em três fontes. Primeiramente, junto ao Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil que reúne as informações dispostas no Censo 2010, desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), coletou-se o Índice de Gini, o percentual de ocupados com dezoito anos ou mais trabalhadores do setor público, a taxa de urbanização, o percentual da população com mais de sessenta e cinco anos, o percentual da população entre seis e dezessete anos e a densidade demográfica. As informações sobre a despesa corrente municipal e a despesa com educação foram adquiridas na base de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), conhecida como Finanças do Brasil (FINBRA). Por último, a população residente e os índices de desenvolvimento municipais advêm do Instituto de Pesquisa Estratégica e Econômica do Ceará (IPECE). Todos os valores monetários foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGPDI) com base em 2012. O anexo C traz as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

5.2 Método Econométrico

Este trabalho busca averiguar se a qualidade da educação pública municipal tem alguma influência sobre a reeleição dos prefeitos. No entanto, antes de disputar a eleição e ter chance de continuar no poder, o chefe do executivo municipal tem que decidir se irá se candidatar. Tal decisão já pode selecionar previamente os gestores locais com maior probabilidade de se reeleger. Logo, existe a possibilidade de ocorrer um viés de seleção, o que levaria a estimativas viesadas dos condicionantes da reeleição.

Por conta disso, deve ser feito o procedimento descrito por Heckman (1979), onde a regressão é feita em dois estágios. É necessário estimar, primeiramente, um

modelo probit para a equação de seleção ou de candidatura e, depois, outro modelo de escolha discreta para a variável reeleição, levando em conta o problema de seletividade amostral. As equações abaixo explicitam melhor o processo.

$$(1) \quad \begin{aligned} CAND_i^* &= \beta_i X_i + \mu_i \\ CAND_i &= 1 \text{ se } CAND_i^* > 1 \text{ e } 0 \text{ caso contrário.} \end{aligned}$$

$$(2) \quad \begin{aligned} REEL_i^* &= \alpha_i z_i + \eta_i \\ REEL_i &= 1 \text{ se } REEL_i^* > 1 \text{ e } 0 \text{ caso contrário.} \end{aligned}$$

Por hipótese, μ_i e η_i tem distribuição normal bivariada com média zero, variância um e correlação ρ . Quando essa correlação é estatisticamente diferente de zero, há viés de seleção e o método de Heckman (1979) é o apropriado.

É importante notar que, por se ter duas variáveis binárias como dependentes, as iterações do modelo não linear a ser estimado podem não convergir para um valor de equilíbrio (MENDES E ROCHA, 2004).

Dessa forma, a equação (2) será modificada para que o regressando seja uma variável contínua, representando o percentual de votos obtidos pelo prefeito ao tentar se reeleger. Tal porcentagem será multiplicada pelo número de candidatos que concorreram no mesmo pleito. Os concorrentes, que obtiveram menos de 2% dos votos, serão desconsiderados na ponderação. Essa estratégia também foi adotada por Mendes e Rocha (2004). Não é um absurdo supor que Força e Reelevação estejam positivamente correlacionadas, portanto, espera-se que os parâmetros das variáveis explicativas tenham mesmo sinal em ambas regressões. Logo, a outra equação principal a ser estimada será:

$$(3) \quad FORÇA_i = \alpha_i z_i + v_i$$

5.3 Modelo Econométrico

O modelo proposto é formado por três equações de regressão, a de seleção e duas principais. Elas serão formadas por variáveis que denotem as características pessoais, as políticas e o perfil dos municípios. A *proxy* usada para qualidade de educação será a diferença entre o IDEB municipal dos anos de 2011 e 2009 para o 5º ano do ensino fundamental. Essa, por sua vez, não constará na equação de candidatura, pois a divulgação de tais notas ocorreu menos de dois meses da eleição analisada e considerou-se que não afetaria a decisão do incumbente em se candidatar.

O objeto de estudo é composto por todos os prefeitos cearenses que podem ser reeleitos no pleito de 2012. Em virtude da heterogeneidade da amostra, e possível heterocedasticidade dos resíduos, serão utilizados erros robustos em cluster de acordo com a densidade demográfica das cidades.

São diversos fatores que podem afetar a decisão dos chefes do executivo municipal na busca por um novo mandato, conseqüentemente, também são muitos os que condicionam suas chances de vitória. Nesta pesquisa, tais fatores foram divididos em três grandes grupos: políticos, pessoais e municipais.

O quadro 2 traz uma descrição das variáveis utilizadas para estimar a equação de candidatura, ou seja, elementos importantes para explicar a decisão do gestor em concorrer à reeleição. Por seu turno, o quadro 3 descreve os condicionantes das equações de reeleição e de votação, onde as características municipais compreendem apenas a esfera da educação.

A idade e os níveis de instrução e de riqueza englobam as características pessoais. Já as políticas são formadas principalmente por variáveis que identifiquem o alinhamento dos prefeitos com outras esferas de governo, seja no executivo ou no legislativo. As características das localidades dão ideia do nível de desenvolvimento municipal, e também, servem para configurar as cidades em questão. Outro fator importante é a performance do prefeito em seu primeiro mandato, como o foco dessa pesquisa é qualidade de educação, utilizaram-se variáveis desta área.

Observando os condicionantes relativos às características pessoais do incumbente em concorrer à reeleição, espera-se que a sua idade no momento do pleito impacte negativamente na sua chance de se candidatar, ou seja, prefeitos idosos preferem a aposentadoria. Além disso, a idade diminuiria as chances de reeleição, supondo que o eleitorado considere que o risco de que estes não terminem o mandato seja maior.

Outra variável usada foi a declaração de bens ao TSE, utilizada aqui como *proxy* de riqueza. De forma geral, é razoável supor que quanto mais rico o candidato, maior será sua facilidade em obter recursos que financiem sua campanha e, conseqüentemente, impacte de forma positiva não só na sua decisão de se candidatar, mas também na de se eleger. Também no que se refere a recursos de campanha, incorporou-se o percentual de recursos próprios usados no primeiro pleito disputado. Aqui não há um resultado *a priori* esperado. É possível que, por

investir mais do próprio dinheiro na campanha, o candidato se esforce mais e faça uma campanha melhor; outra possibilidade é que se essa fonte de recursos não tem tanto peso na receita de campanha, é por que o candidato é visto como um “investimento” rentável, ou seja, com probabilidade maior de vencer.

Quanto às variáveis políticas que explicam essa candidatura, incluíram-se o percentual de votos obtidos pelo reelegível ponderado pelo seu número de concorrentes; a diferença entre a razão “gasto total/votos totais” dele para a média geral de todos candidatos, métrica que pode ser interpretada como medida de eficiência relativa; e o número mínimo¹ de vezes que as contas municipais foram rejeitadas pelo TCM no mandato do prefeito.

Como resultados, conjectura-se que a força política do prefeito na eleição de 2008 e a sua eficiência na eleição anterior afetam de forma positiva sua probabilidade de se candidatar à reeleição. Mais uma vez, não se tem um consenso sobre a rejeição das contas apresentadas ao TCM. Estas podem impactar negativamente a candidatura do incumbente caso esta informação chegue ao eleitorado e ele resolve puni-lo. Por outro lado, essa variável pode ser entendida como o apoio político do gestor local perante a Câmara de Vereadores, uma vez que o parecer do Tribunal é enviado à Câmara, onde é apreciado e julgado, podendo torna-lo inelegível.

Por último, tem-se as variáveis controle que denotam as especificidades municipais. Os índices de desenvolvimento buscam refletir características iniciais das cidades no âmbito da infraestrutura e aspectos sociais de educação e de saúde. A participação dos trabalhadores do setor público no mercado de trabalho representa o peso do Estado na economia local. O índice de Gini, por sua vez, espelha a desigualdade de renda na mesma. Os elementos demográficos são expressados pelo percentual da população entre seis e dezessete ano, pelo percentual da população com idade superior a sessenta e cinco anos e pela taxa de urbanização. Além disso, tem-se a variação das despesas correntes locais no primeiro mandato do incumbente.

Já para a equação de votação e de reeleição, além das variáveis da equação de seleção, são inseridas quatro *dummies*: para sinalizar se o reelegível tem nível superior, se mudou de partido, se é de um partido que faz parte da coligação do Presidente da República e se é do mesmo partido que o Governador do Estado.

1 Somou-se o número de vezes que as contas tiveram parecer desaprovado pelo TCM durante o mandato do prefeito, no entanto, essa informação não está disponível para todos os municípios estudados durante o período completo.

Para analisar o impacto dos gastos de campanha, também foi incluída uma medida relativa dessas despesas entre prefeito e os demais concorrentes na eleição de 2012.

Possuir nível superior pode ser um diferencial do candidato e pode aumentar o número de votos recebidos. Quanto ao alinhamento político, seja com o governo estadual ou federal, prevê-se que pertencer à base aliada facilite o acesso a recursos ou programas e se desdobre em maior percentual de votação e chance de reeleição. Sobre os gastos totais de campanha também é previsto um efeito positivo como os já encontrados por Speck e Cervi (2012).

Como já mencionado, para refletir a qualidade da educação ofertada pelo município, será utilizada a diferença entre o IDEB dos anos de 2009 e 2011. Assume-se que o incumbente, eleito em 2008, tem pouco poder para afetar o índice em 2009 e, portanto, este é reflexo principalmente da gestão anterior. Logo, essa diferença pode expressar o ganho ou perda de qualidade na educação. Ressalta-se que serão usados os índices referentes ao quinto ano do ensino fundamental cuja maior responsabilidade é do poder local.

Seguindo Firpo, Pieri e Souza (2017), além da diferença no IDEB, foi incluído o índice do período inicial do mandato do reelegível e também a média dos gastos *per capita* no ensino fundamental dos dois primeiros e dos dois últimos anos desse mesmo mandato. Busca-se controlar a diferença pelas condições iniciais e expurgar o efeito quantitativo proveniente do aumento das despesas. Porém, ao contrário dos autores citados, não serão usados os gastos em saúde e urbanização. Isso se deve ao fato de que essas contas podem estar muito correlacionadas, podendo influenciar no resultado das estimações e seus efeitos já serem capturados, em parte, pelos índices de desenvolvimento.

Quadro 2 – Descrição variáveis da Equação de Candidatura.

Variável	Descrição	Ano
Pessoal		
Idade	Idade do incumbente no momento da eleição municipal.	2012
Percentual de Recursos Próprios	Percentual de recursos próprios utilizados como receita de campanha.	2008
Valor dos Bens declarados	Valor em reais dos bens declarados ao TSE no momento da candidatura.	2008
Política		
Força política anterior	Percentual dos votos obtidos pelo prefeito incumbente multiplicado pelo número de candidatos que disputaram esse mesmo pleito, excluindo-se os candidatos que obtiveram menos de 2% dos votos.	2008
Diferença gasto por voto	Diferença da razão entre o gasto total de campanha e votos obtidos pelo prefeito reelegível e a média da mesma razão de todos os candidatos do município.	2008
Contas desaprovadas pelo TCM	Número mínimo de vezes que o prefeito reelegível teve a declaração das contas municipais desaprovada pelo TCM no seu mandato.	2009 até 2012
Município		
Taxa de crescimento da Despesa Corrente	Taxa de crescimento da despesa corrente no mandato do prefeito eleito em 2008.	2009 até 2012
IDMI	Índice de Desenvolvimento Municipal referente a esfera de Infraestrutura de apoio.	2008
Trabalhadores no setor público	Percentual de ocupados com dezoito anos ou mais trabalhadores do setor público.	2010
Gini	Índice de Gini.	2010
População entre 6 e 17	Percentual da população entre seis e dezessete anos.	2010
População maior de 65	Percentual da população com mais de sessenta e cinco anos.	2010
Taxa de urbanização	Razão entre a população urbana e a total.	2010
IDMS	Índice de Desenvolvimento Municipal referente a esfera Social.	2008

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: As variáveis que formam os índices de desenvolvimento estão descritas no Anexo A.

Quadro 3 – Descrição variáveis da Equação de Votação.

Variável	Descrição	Ano
Pessoal		
Ensino superior	Variável binária com valor igual a um se o incumbente possuir nível superior no momento da eleição.	2012
Política		
Mudou de partido	Variável binária com valor igual a um se o incumbente saiu do partido pelo qual fora eleito no pleito anterior.	2012
Coligado ao presidente	Variável binária com valor igual a um se o incumbente for de um partido que faz parte da coligação do Presidente eleito em 2010.	2012
Mesmo partido que o Governador	Variável binária com valor igual a um se o incumbente for do mesmo partido que o Governador eleito em 2010.	2012
Diferença despesa de campanha	Diferença entre o gasto total de campanha do reelegível e a média dos gastos totais de todos os candidatos do município.	2012
Educação Municipal		
IDEB inicial	IDEB da rede pública municipal para a quinta série do ensino fundamental.	2009
Diferença no IDEB	Diferença do IDEB da rede pública municipal para a quinta série do ensino fundamental.	2009 e 2011
Média do gasto <i>per capita</i> em educação inicial	Média dos gastos municipais <i>per capita</i> em educação nos dois primeiros anos de mandato do prefeito.	2009 e 2010
Média do gasto <i>per capita</i> em educação final	Média dos gastos municipais <i>per capita</i> em educação nos dois últimos anos de mandato do prefeito.	2011 e 2012

Fonte: Elaboração Própria.

É importante salientar que, uma vez que o chefe do executivo municipal não disputa a eleição de 2012, algumas variáveis não são mais observáveis.

As equações (4), (5) e (6) demonstram os modelos a serem estimados.

Equação de Candidatura

$$CAND_i = B_i + \gamma_i Pess\text{oa}l_i + \delta_i Pol\acute{it}ica_i + \lambda_i Munic\acute{í}pio_i + \varepsilon_i$$

Equação de Votação

$$FOR\check{C}A_i = \theta_i + \pi_i Pess\text{oa}l_i + \tau_i Pol\acute{it}ica_i + \omega_i Educa\check{c}\tilde{a}oMun_i + \sum_k \varphi_{ki} Z_{ki} + \psi_i$$

Equação de Reeleição

$$REEL_i = \Theta_i + \varpi_i Pess\text{oa}l_i + T_i Pol\acute{it}ica_i + \Omega_i Educa\check{c}\tilde{a}oMun_i + \sum_k \Phi_{ki} Z_{ki} + \Psi_i$$

Onde i são os prefeitos reelegíveis, B , θ e Θ são interceptos, ξ , ψ e Ψ são erros aleatórios e Z_k são as variáveis da equação de candidatura. A descrição de cada conjunto de variáveis explicativas da equação de candidatura, de votação e de reeleição estão feitas nos Quadro 1 e Quadro 2, respectivamente. Note que a única diferença entre as equações (5) e (6) são as variáveis dependentes.

6 RESULTADOS

As estimações dos modelos descritos anteriormente estão dispostas na tabela 4. Os resultados obtidos para a equação de seleção, que não são o foco desta pesquisa, encontram-se no Anexo B.

Primeiramente tem-se que, para ambos modelos, o método de Heckman (1979) mostrou-se apropriado, afinal a hipótese de correlação entre equação de seleção e principal igual a zero não foi aceita.

De um modo geral, os coeficientes das variáveis explicativas apresentaram sinal semelhante. É importante lembrar que, para a equação de reeleição, esses parâmetros não podem ser interpretados diretamente como efeitos marginais.

Analisando a equação de votação, observa-se que a idade tem um efeito negativo sobre a medida de votação obtida pelo incumbente. Assim, como suposto anteriormente, o eleitorado pune gestores com idade mais avançada, talvez por que os veja com menos chances de terminar o mandato.

A capacidade de autofinanciamento na campanha não apresentou parâmetros significantes em nenhum dos modelos, portanto, não afeta a chance de

reeleição. Porém, a riqueza do candidato tem impacto positivo sobre os votos recebidos. Quanto maior o valor dos bens declarados ao TSE, maior a votação obtida pelo candidato na reeleição.

Por sua vez, a força política pareceu não afetar a probabilidade de reeleição dado que os parâmetros estimados para essa variável não foram estatisticamente significantes. Resultado contrário ao encontrado por Mendes e Rocha (2004), podendo denotar uma característica específica do eleitorado cearense ou mesmo uma mudança de preferências no que se refere à forma que os incumbentes são vistos pela população.

Quando se observa a eficiência do reelegível na relação gasto por voto, comparado aos seus concorrentes no pleito do primeiro mandato, tem-se uma relação inversamente proporcional. Assim, quanto mais eficiente foi o prefeito na eleição de 2008, gastando menos que os outros candidatos para obter um voto, maiores são suas chances de vencer em 2012 e se reeleger.

Outra variável que se mostrou importante para as duas equações principais foi o número mínimo de vezes que o prefeito teve suas contas rejeitadas pelo TCM. Como o coeficiente estimado foi significativo e positivo, então quanto maior o número de rejeições, maiores as chances de os candidatos se reelegerem. Logo, a variável montada é uma medida de força ou apoio político perante à Câmara dos Vereadores. Além disso, pode refletir o grau de miopia dos eleitores, supondo que ter as contas públicas municipais em ordem é benéfico para a sociedade.

A taxa de crescimento das despesas correntes e o índice de Gini não se mostraram importantes para explicar a votação ou probabilidade de reeleição. Assim, a possibilidade de aumentar despesas correntes para ganhar votos, hipótese abordada na literatura usual de ciclos políticos eleitorais, não foi constatada. A desigualdade de renda também não afetou essa quantidade.

Os índices de desenvolvimento, na área de infraestrutura e de indicadores sociais, mostraram-se relevantes, quando analisados isoladamente e *ceteris paribus*, para explicar as equações de votação e de reeleição. Ambos afetam positivamente as variáveis dependentes. Ou seja, os eleitores de localidades mais desenvolvidas, com maior infraestrutura ou serviços públicos sociais, recompensam mais os incumbentes no momento da eleição. Quando se considera exclusivamente a taxa de urbanização dos municípios, o efeito oposto ocorre. Uma possível explicação é que esse crescimento venha acompanhado de diversos problemas ligados ao meio urbano, se desdobrando em menor chance de reeleição.

Quanto à estrutura etária da população, ter um maior percentual de população entre 6 e 17 anos impactou de forma negativa a votação dos reelegíveis. Para a probabilidade de reeleição nenhum efeito foi observado. No entanto, ter um maior percentual da população acima de 65 anos, tudo mais constante, diminuiu a medida de votos dos prefeitos em questão e também sua chance de continuar no poder.

Para finalizar o diagnóstico no que se refere às variáveis da equação de seleção, verificou-se que quanto maior o peso do Estado na economia local, medido pelo percentual de ocupados com dezoito anos ou mais trabalhadores do setor público, maiores a votação e chances de reeleição dos chefes dos executivos municipais.

Examinando o papel das variáveis que denotam características pessoais e políticas tem-se que apenas a *dummy* que indica a mudança de partido e a diferença entre o gasto total de campanha do reelegível e a média dos gastos totais de todos os candidatos apresentaram parâmetros significantes.

A mudança de partido afetou de forma positiva apenas a probabilidade de reeleição. Não houve efeito sobre a medida dos votos recebidos. Vale ressaltar que, como destacado por Mendes e Rocha (2004), a mudança de partido pode significar perda de espaço em um partido grande ou mudança para um partido mais expressivo.

A diferença entre as despesas de campanha foi importante apenas para explicar a votação. Como esperado, quanto maiores os gastos de campanha, maior o número de votos recebidos.

Ao examinar as variáveis que se referem à qualidade da educação, verificou-se que estas não influenciam as chances de reeleição ou de votação dos incumbentes. Nem o IDEB inicial ou a diferença entre o índice da gestão anterior e a atual (de quem está tentando reeleição) apresentaram parâmetros estatisticamente significantes. Logo, a perda ou o ganho na qualidade da educação não influenciou a votação e a reeleição.

Apenas a média dos gastos *per capita* em educação apresentaram coeficientes estatisticamente diferentes de zero. No caso, quanto maiores as despesas municipais por habitantes nessa área, considerando apenas os dois primeiros anos de mandato do prefeito, menores as chances de reeleição, tudo mais constante. Quando são levados em conta apenas a mesma média nos anos finais de governo, o efeito é positivo. Novamente, parece haver certo grau de miopia dos eleitores que observam apenas gastos mais próximos às eleições.

Tabela 4 – Resultado das estimações.

VARIÁVEIS	FORÇA	REEL
Idade	-0.0328* (0.0179)	-0.0232 (0.0199)
Percentual de Recursos Próprios	0.631 (0.613)	0.722 (0.653)
Valor dos Bens declarados	2.66e-07** (1.23e-07)	1.69e-07 (2.38e-07)
Força política anterior	0.0887 (0.252)	0.161 (0.168)
Diferença gasto por voto	-0.0456 (0.0302)	-0.0630** (0.0320)
Contas desaprovadas pelo TCM	0.287** (0.140)	0.362* (0.209)
Taxa crescimento da Despesa Corrente	1.193 (1.405)	-0.558 (1.614)
IDMI	0.0688*** (0.0247)	0.0570** (0.0268)
Trabalhadores no setor público	0.130** (0.0552)	0.104* (0.0616)
Gini	4.548 (4.347)	1.676 (4.317)
População entre 6 e 17	-20.11** (9.591)	-17.34 (12.07)
População maior de 65	-34.06** (16.28)	-39.86** (18.67)
Taxa de urbanização	-0.0423*** (0.0150)	-0.0421* (0.0217)
IDMS	0.0159* (0.00874)	0.0209* (0.0123)
Ensino superior	0.0195 (0.0957)	-0.396 (0.338)
Mudou de partido	-0.0812 (0.150)	0.956* (0.489)
Diferença despesa de campanha	9.72e-07*** (2.09e-07)	3.74e-06 (3.41e-06)
Coligado ao presidente	0.0378 (0.107)	0.682 (0.484)
Mesmo partido que o Governador	0.254 (0.167)	0.377 (0.558)
IDEB inicial	0.0132 (0.138)	0.174 (0.396)
Diferença no IDEB	0.141 (0.112)	0.501 (0.353)
Média do gasto <i>per capita</i> em educação inicial	-0.00146 (0.00159)	-0.00835** (0.00374)
Média do gasto <i>per capita</i> em educação final	0.000594 (0.000940)	0.00696*** (0.00241)
Constante	1.129* (0.629)	-2.082 (-1.831)
Prob $\rho = 0$	0.0164	0.000

Fonte: Elaboração Própria. Nota: Erros padrões robustos em parênteses. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1

7 CONCLUSÃO

Esta pesquisa teve por objetivo investigar a relação entre a qualidade da educação pública municipal e a probabilidade de reeleição dos prefeitos. A possibilidade de um viés de seleção estar presente implicou na escolha do método de Heckman (1979) como ferramenta para essa análise. Portanto, foram feitas duas estimações: uma para o modelo de seleção e outra para a equação principal (reeleição). Seguindo o trabalho de Mendes e Rocha (2004), foi inserida outra equação principal (votação) para descrever melhor os resultados.

O modelo proposto foi formado por todos os prefeitos das cidades cearenses que eram reelegíveis no pleito de 2012. As regressões, de seleção e as principais, foram formadas por variáveis que denotam as características pessoais, as políticas e o perfil dos municípios. A *proxy* usada para qualidade de educação foi a diferença entre o IDEB municipal dos anos de 2011 e 2009 para o ensino fundamental no 5º ano. Devido à heterogeneidade da amostra, e possível heterocedasticidade dos resíduos, foram utilizados erros robustos em cluster de acordo com a densidade demográfica das cidades.

Como principal resultado tem-se que a qualidade da educação não afetou a probabilidade de reeleição dos prefeitos. Usaram-se outras variáveis no âmbito da educação municipal para expurgar o efeito quantitativo do IDEB e este índice pudesse refletir melhor a qualidade do serviço público ofertado nessa na área.

Tal resultado destoa do encontrado Firpo, Pieri e Souza (2017), onde a qualidade da educação teve um impacto positivo, embora pequeno, e estatisticamente significativo sobre a reeleição.

Deve-se notar que a pesquisa mencionada trata de um período e amostra diferentes. Logo, pode ter ocorrido uma “desvalorização” do IDEB por parte do eleitorado, uma vez que para a eleição de 2012 o índice já não era novidade como era para a eleição de 2008.

Não foi possível averiguar se essa perda de impacto sobre o resultado das eleições foi temporal ou se refere a uma característica específica da amostra, pois os dados não seguem a estrutura de um painel. Também é importante salientar a diferença metodológica no trato do viés de seleção que não foi considerado pelos autores citados.

Outro resultado que chamou atenção foi o impacto dos gastos *per capita* em educação apenas nos últimos anos de mandato do chefe do executivo local, podendo indicar que os eleitores só enxergam políticas no curto prazo.

O alinhamento político, seja do Presidente ou do Governador, não apresentou efeitos sobre a votação ou a reeleição, ao contrário do encontrado por Mendes e Rocha (2004). Novamente, cabe uma justificativa levando em conta o tempo e espaço estudados. Em 2012, o partido do Governador do Estado estava na base aliada do Presidente da República, por sua vez, a maioria dos prefeitos era coligada ao governador.

Por fim, merece destaque o fato de quanto maior o número de vezes que as contas municipais foram desaprovadas no TCM, maior também será a probabilidade de reeleição do incumbente. Isso pode refletir a habilidade política do prefeito em conquistar apoio da Câmara de Vereadores, ou também, mostrar o quão displicente é o eleitorado em relação a administração pública.

Para trabalhos futuros, pode-se aumentar o tamanho da amostra agregando a totalidade dos municípios brasileiros e atualizar os dados para anos mais recentes. Outro incremento a ser feito seria incluir variáveis que refletissem o nível de corrupção dos prefeitos e avaliar se os mais corruptos são punidos nas urnas.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, Francisco Antônio Sousa; JORGE NETO, Paulo de Melo. Competição Política e Desenvolvimento Econômico: uma análise para os municípios do Ceará nos anos de 2006 e 2010. *Rev. Econ. NE*, Fortaleza, v. 47, n. 2, p. 131-140, abr./jun., 2016.

BARRETO, Álvaro Augusto de Borba. Reeleição para o executivo municipal no Brasil (2000-2008). *REVISTA DEBATES*, Porto Alegre, v.3, n.2, p. 97-115, jul.-dez, 2009.

BRASIL. Constituição da República Federativa do Brasil de 1988. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Constituicao/Constituicao.htm>. Acesso em: 01 mar. 2018.

_____. Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990. Dispõe sobre o Estatuto da Criança e do Adolescente e dá outras providências. Disponível em: <www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8069.htm>. Acesso em: 01 mar. 2018.

_____. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19394.htm>. Acesso em: 01 mar. 2018.

CURY, Carlos R. O direito à educação: Um campo de atuação do gestor educacional na escola. Brasília: Escola de gestores, 2005.

FERNANDES, R.; GREMAUD, A.P.. Qualidade da educação: avaliação, indicadores e metas. In: Veloso, F.. et al.(Eds). *Educação Básica no Brasil: construindo o país do futuro*. Elsevier, Rio de Janeiro, pp 213-238, 2009.

FIRPO, Sergio; PIERI, Renan; SOUZA, André Portela. Electoral impacts of uncovering public school quality: Evidence from Brazilian municipalities. *Economia*, v. 18, n. 1, p. 1-17, 2017.

GALIANI, S.; GERTLER, P.; SCHARGRODSKY, E.. School decentralization: helping the good get better but leaving the poor behind. *J. Public Econ.* 92, p. 2106-2120, 2008.

HECKMAN, James. Sample selection as a specification error. *Econometrica*, v. 47, p. 153-161, 1979.

INEP. INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. Disponível em: www.portal.inep.gov.br.

INSTITUTO DE PESQUISA ESTRATÉGICA E ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). INDICE DE DESENVOLVIMENTO MUNICIPAL (IDM) CEARÁ – 2008. 2010. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/estudos_sociais/idm/IDM_2008.pdf>

LOPES CANÇADO, Paulo; ARAUJO JUNIOR, Ari Francisco. Economics and Politics: o que determina as chances de reeleição em municípios? O caso das eleições municipais de Minas Gerais – 2000. Ibmec MG Working Paper – WP26, 2004.

MENDES, Marcos; ROCHA, C. Alexandre A. O que reelege um prefeito? Senado Federal, Consultoria Legislativa, 2004.

NOVAES, Lucas; MATTOS, Enlinson. O efeito da intenção de reeleição sobre gastos em saúde: uma análise com base no modelo de reputação política. Revista de Economia Política, vol 30, nº 1 (117), pp 140-158, janeiro-março/2010.

SAKURAI, Sergio Naruhiko; MENEZES-FILHO, Naercio Aquino. Fiscal policy and reelection in Brazilian municipalities. Public Choice, v. 137, n. 1-2, p. 301-314, 2008.

TSE. Tribunal Superior Eleitoral. Disponível em: www.tse.jus.br.

WILHELM SPECK, Bruno; URIZZI CERVI, Emerson. Dinheiro, Tempo e Memória Eleitoral: Os Mecanismos que Levam ao Voto nas Eleições para Prefeito em 2012. Dados-Revista de Ciências Sociais, v. 59, n. 1, 2016.

APENDICE A – INDICE DE DESENVOLVIMENTO MUNICIPAL – IDM

INDICADORES DE INFRAESTRUTURA DE APOIO

- Agências de correios por dez mil habitantes: é calculado mediante divisão do número de agências de correio existentes no município pelo número de habitantes e multiplicado por dez mil. Para o cálculo deste indicador foram usadas estimativas populacionais para o ano de 2004 com base nos dados do Censo Demográfico 2000 do IBGE e informações da Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos (ECT);
- Agências bancárias por dez mil habitantes: indica a oferta de agências bancárias para cada grupo de dez mil habitantes. O Banco Central (BACEN) e o IBGE serviram de fonte para este indicador;
- Veículos de carga por cem habitantes: mostra a frota de veículos de carga disponibilizada para cada grupo de cem pessoas. As fontes utilizadas foram o Departamento Estadual do Trânsito (DETRAN) e o IBGE;
- Coeficiente de proximidade: medida do grau de proximidade do município com Fortaleza, segundo a distância rodoviária, em quilômetros, sendo igual à distância rodoviária máxima da cidade de Fortaleza menos a distância rodoviária do município, dividida pela distância máxima menos a distância mínima, vezes 100. Foram usados dados do Departamento de Edificações, Rodovias e Transportes do Estado do Ceará (DERT).
- Percentual de domicílios com energia elétrica: participação percentual dos domicílios com energia elétrica em relação ao total de domicílios. Estimativa feita com base nos dados do IBGE e da COELCE;
- Rede rodoviária pavimentada relativa à área do município: extensão da rede rodoviária pavimentada (federal + estadual + municipal) em relação à área total do município. Novamente os dados são do DERT;
- Emissoras de radiodifusão: indica a quantidade de canais de radiodifusão (AM, FM, FM Educativa e Rádio Comunitária) nos municípios. A fonte para este indicador é a Agência Nacional de Telecomunicações (ANATEL).

INDICADORES SOCIAIS

- Taxa de escolarização no Ensino Médio: indica a percentagem de matrículas da população de 15 a 17 anos no Ensino Médio em relação à população na mesma faixa etária. As fontes utilizadas para o cálculo do indicador foram a Secretaria da Educação Básica (SEDUC) e o IBGE;
- Taxa de aprovação no Ensino Fundamental: percentual de alunos matriculados na série k em 2004 que em 2005 se matricularam na série k+1. As informações foram fornecidas pela SEDUC;
- Bibliotecas, salas de leitura e laboratórios de informática por escola: é obtido pela divisão do número de escolas com biblioteca e/ou sala de leitura e/ou laboratório de informática pelo total de escolas do município. Novamente a SEDUC foi a fonte destas informações;
- Equipamentos de informática por escola: resulta da divisão do número total de computadores e impressoras nas escolas pelo total de escolas. Mais uma vez os dados foram obtidos da SEDUC;
- Percentual de função docente no Ensino Fundamental com grau de formação superior: é calculado dividindo o total de docentes do Ensino Fundamental com grau de instrução superior pelo total de docentes do Ensino Fundamental. A SEDUC foi usada como fonte de informações;
- Médicos por mil habitantes: mostra o número de médicos que atendem pelo Sistema Único de Saúde (SUS) para um contingente de mil habitantes. As fontes utilizadas para o cálculo do indicador foram a Secretaria Estadual da Saúde (SESA) e o IBGE;
- Leitos por mil habitantes: indica a quantidade de leitos hospitalares do SUS disponíveis para cada grupo de mil habitantes. Dados da SESA e IBGE;
- Taxa de mortalidade infantil: número de óbitos de crianças com menos de 1 ano de idade em cada grupo de mil nascidos vivos no período considerado. Mesma fonte dos dois indicadores imediatamente anteriores;
- Taxa de cobertura de abastecimento de água: indica a percentagem da população beneficiada com água adequada (ligada à rede geral) em relação à população total. Esta estimativa foi feita pela Secretaria de Infraestrutura (SEINFRA).

ANEXO A – ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO DE SELEÇÃO.**Tabela A1 – Resultado da estimação da equação de seleção.**

Variáveis	Coefficiente.	Erro-padrão.	z	P> z
Idade	-0.0224557	.0225625	-1.00	0.320
Percentual de Recursos Próprios	0.5479369	.6496094	0.84	0.399
Valor dos Bens declarados	7.94e-08	2.99e-07	0.27	0.791
Força política anterior	0.2853601	.234292	1.22	0.223
Diferença gasto por voto	-0.0697724	.0278374	-2.51	0.012
Contas desaprovadas pelo TCM	0.1718242	.1980042	0.87	0.386
Taxa crescimento da Despesa Corrente	1.304732	1914562	0.68	0.496
IDMI	0.058536	.0295863	1.98	0.048
Trabalhadores no setor público	0.0950797	.0748497	1.27	0.204
Gini	2.329809	4466782	0.52	0.602
População entre 6 e 17	-19.84708	1337385	-1.48	0.138
População maior de 65	-36.69187	2210938	-1.66	0.097
Taxa de urbanização	-0.0434709	.0199088	-2.18	0.029
IDMS	0.0190845	.0117666	1.62	0.105
Constante	6.485588	4588246	1.41	0.158
Observações	75			
Prob > chi2	0.0468			
Pseudo R2	0.2471			

Elaboração Própria.

ANEXO B – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.**Tabela B1 – Estatísticas descritivas.**

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mín	Máx
Reeleito	0.3838384	0.4887942	0	1
Ensino Superior	0.453125	0.5017331	0	1
Mudou de partido	0.3015873	0.4626334	0	1
Diferença despesa de campanha	35157.02	125383.6	-86465.97	881516.7
Coligado presidente	0.5873016	0.4962739	0	1
Mesmo partido que o governador	0.0808081	0.2739271	0	1
IDEB inicial	3.968.367	0.5358483	2.5	6.5
Diferença IDEB	0.7479592	0.5013856	-.7	2.6
Média do gasto per capita em educação inicial	5.583.347	1.140.139	313.496	9.203.977
Média do gasto per capita em educação final	6.813.384	1.480.641	3.860.896	1.177.358
Disputou 2012	0.6363636	0.4834938	0	1
Idade	5.134.343	1.090.793	27	90
Percentual de Recursos Próprios	0.2635715	0.2926256	0	1
Valor dos Bens declarados	494727.2	866878.2	6.179.966	6046479
Força política anterior	3.074.306	1.060.274	0.5543749	6.224.884
Diferença gasto por voto	0.1819502	7.877.971	-2283466	166.187
Contas desaprovadas TCM	0.9292929	10.127	0	3
Taxa crescimento da Despesa Corrente	0.1718859	0.1166076	-0.133964	0.5464801
IDMI	2.508.727	8.874.913	0	59.18
Trabalhadores do setor público	4.481.111	2.789.533	0.3	12.52
Gini	0.5271717	0.0486772	0.42	0.66
População entre 6 e 17	0.2213822	0.0181892	0.1703797	0.2627818
População maior de 65	0.0858445	0.0145031	0.046861	0.1243038
Taxa de urbanização	5.687.046	1.491.474	295.184	9.607.299
DMS	3.538.566	173.431	0	100
Força política	109.149	0.3622339	0	1.986.054

Elaboração Própria.

ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA DO FEIJÃO EM RELAÇÃO AS CHUVAS OBSERVADAS NOS MUNICÍPIOS CEARENSES ENTRE OS ANOS DE 2008 A 2016

Kilmer Coelho Campos*

Deusimar Lira Cavalcante Filho**

Alexsandre Lira Cavalcante***

Vitor Hugo Miro Couto Silva****

Resumo

O presente estudo tem como objetivo central identificar a existência de padrões de dependência espacial da produtividade agrícola do feijão em relação as chuvas observadas nos municípios cearenses nos anos de 2008 a 2016, fazendo uso da técnica conhecida como análise exploratória de dados espaciais (AEDE) bivariada. Os dados foram obtidos junto a Pesquisa Agrícola Municipal disponibilizada pelo IBGE e na Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (Funceme). Os principais resultados apontam para a presença de dependência espacial da produtividade agrícola do feijão em relação as chuvas observadas nos municípios vizinhos em quase todos os anos, com mudança do sinal e da força da autocorrelação diferindo entre anos acima e abaixo da média de chuvas. Foi observado também mudanças na frequência dos vários tipos de clusters espaciais, acompanhado de vários deslocamentos dentro do território do estado, revelando em cada ano, as regiões mais afetadas por questões climáticas. Este estudo foi realizado com o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

Palavra-Chave: Produtividade agrícola do feijão. Análise exploratória de dados espaciais bivariada. Dependência Espacial. Climatologia. *Clusters*. Estado do Ceará.

*Professor Doutor do Curso de Pós-Graduação em Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará (MAER-UFC).

**Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (MAER-UFC).

***Doutor em Economia pelo Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN-UFC).
Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).

****Professor Doutor do Curso de Pós-Graduação em Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará (MAER-UFC).
E-mail: vitormiro@gmail.com.

Abstract

The present study has as main objective to identify the existence of patterns of spatial dependence of the agricultural productivity of the beans in relation to the rains observed in the municipalities of Ceará from 2008 to 2016, making use of the technique known as exploratory data analysis space (ESDA) bivariate. The data were obtained from the Municipal Agricultural Survey provided by IBGE and at the Cearense Foundation of Meteorology and Water Resources (Funceme). The main results point to the presence of spatial dependence of the bean's agricultural productivity in relation to the rains observed in the neighboring municipalities in almost every year, with change of the signal and the strength of the autocorrelation differing between years above and below the rainfall average. Changes in the frequency of the various types of spatial clusters were also observed, accompanied by several displacements within the territory of the state, revealing the regions most affected by climatic conditions. This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brazil (CAPES) – Finance Code 001.

Keywords: Bean agricultural productivity. Exploratory analysis of bivariate spatial data. Space Dependence. Climatology. Clusters. State of Ceará.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, o feijão caupi conhecido também como feijão-de-corda ou feijão macaçar é cultivado, predominantemente, na região semiárida do Nordeste e em pequenas áreas da Amazônia e está se expandindo para a região Centro-Oeste, sobretudo para o estado de Mato Grosso (FREIRE FILHO *et al.*, 2011).

Essa cultura é plantada por pequenos e grandes produtores com diferentes sistemas de produção e em todas as regiões do País. Na região Nordeste, a produção tradicionalmente concentra-se nas áreas semiáridas, feita principalmente por agricultores familiares que ainda utilizam práticas tradicionais onde outras culturas leguminosas, em razão da irregularidade das chuvas e das elevadas temperaturas, não se desenvolvem completamente.

Conforme zoneamento agrícola do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (2018), as temperaturas ótimas para o bom desenvolvimento desta cultura estão na faixa de 18°C a 34°C. Temperaturas elevadas prejudicam o

crescimento e o desenvolvimento da cultura, exercendo influência sobre o abortamento de flores, o vingamento e a fixação final de vagens, afetando, também, a quantidade de sementes por vagem. A cultura do feijão não tolera frio em nenhuma etapa de seu ciclo de desenvolvimento, sendo sensível ao calor excessivo, além de apresentar baixa resistência à deficiência hídrica.

Conforme Freire Filho *et al.* (2011), o feijão caupi é uma cultura importante para a alimentação básica do povo brasileiro, por ser uma fonte de proteína, além de ter bom conteúdo de carboidratos e de ser rico em ferro. O feijão é um componente importante da dieta alimentar dos mais carentes, além de gerar renda e emprego para mão de obra menos qualificada.

Segundo dados da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) divulgada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a área plantada de feijão registrou queda no período de 2008 a 2016 em quase todas as regiões, exceto no Centro-Oeste que apresentou crescimento de 107,3% e um incremento de 220,9 mil ha de área plantada dessa cultura na comparação dos dois anos.

Em 2016, a região Nordeste deteve quase metade da área plantada do país, com o estado do Ceará ocupando a primeira colocação no ranking nacional, revelando a importância dessa cultura para o estado. O Ceará registrou a maior participação da área plantada de feijão no total da área plantada na lavoura temporária comparado a todos os demais estados do país. Vale ainda destacar que o feijão vem ocupando a segunda maior área plantada na lavoura temporária cearense dentre as dezesseis culturas realizadas desde 2008, superado apenas pela área plantada de milho. Ademais, o plantio dessa cultura está presente nos 184 municípios cearenses, com a exceção de Fortaleza em 2016.

No tocante a quantidade produzida, o Brasil registrou queda significativa na comparação dos anos de 2008 a 2016, acompanhando diretamente a redução de área plantada no mesmo período. Importante revelar que a produção de feijão também caiu em todas as regiões, exceto, novamente, na região do Centro-Oeste.

De acordo com o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), a regionalização atual dos municípios cearenses seguida pela Secretaria do Planejamento e Gestão (SEPLAG) é composta por catorze Regiões de Planejamento, sendo: Cariri, Centro Sul, Grande Fortaleza, Litoral Leste, Litoral Norte, Litoral Oeste/Vale do Curu, Maciço de Baturité, Serra da Ibiapaba, Sertão Central,

Sertão de Canindé, Sertão dos Crateús, Sertão dos Inhamuns, Sertão de Sobral e Vale do Jaguaribe. Estas regiões foram criadas a partir de aparências semelhantes vinculadas às características geoambientais, socioeconômicas, culturais e de rede de fluxos dos municípios.

Conforme as Resoluções nº 107 e 115 da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste, o Ceará detém aproximadamente 93% de seu território inserido na região do semiárido nordestino, o que o torna frágil aos fenômenos da seca, caracterizada principalmente pela irregularidade têmporo-espacial e escassez pluviométrica em determinados períodos do ano, na qual, é potencializado seu efeito pelas altas taxas de evaporação/evapotranspiração afetando em grande parte a produtividade da agricultura.

Neste contexto, cita-se que a maioria dos municípios cearenses está inserida no território do semiárido, que se constitui em uma região caracterizada ambientalmente por ter solos rasos com presença de rochas cristalinas, elevadas temperaturas, variabilidade espacial e temporal das chuvas e elevada deficiência hídrica, apresentando recorrentes secas.

Diante do exposto, o presente estudo tem como objetivo central apresentar a distribuição espacial da produtividade agrícola do feijão cearense tentando-se identificar a existência ou não de padrões de dependência espacial desta variável em relação as chuvas observadas medida em milímetros nos municípios vizinhos nos anos de 2008 a 2016, fazendo uso da técnica conhecida como análise exploratória de dados espaciais (AEDE) bivariada, permitindo, assim, uma comparação e uma identificação de possíveis mudanças no padrão espacial identificado ao longo dos anos.

Para isso, traçam-se alguns objetivos específicos a serem alcançados ao término do estudo. O primeiro, é realizar uma breve análise descritiva da dinâmica nos dados da produtividade agrícola de feijão em quilos por hectare para o país, por regiões e estados e também por municípios e regiões de planejamento no estado do Ceará no período de 2008 a 2016, apresentando as principais mudanças ocorridas nesse período.

Segundo, calcular os índices de autocorrelação espacial global bivariada entre a produtividade agrícola do feijão e a variável chuvas observadas, medida em milímetros, nos anos considerados neste estudo, tentando descobrir se os valores

da produtividade agrícola do feijão num dado município guardam uma associação espacial global com os valores desta outra variável observada nos municípios vizinhos, ou seja, identificar a existência de um padrão global entre as variáveis selecionadas.

Terceiro, calcular os índices de autocorrelação espacial local bivariada entre a produtividade agrícola do feijão e as chuvas observadas no mesmo período considerado, para se tentar identificar se a produtividade agrícola do feijão num dado município guarda uma associação espacial local com os valores desta variável climática observada nos municípios vizinhos, na tentativa de identificar posteriormente a existência de *clusters* espaciais bivariados climáticos.

O presente estudo está dividido em cinco seções. Após essa introdução, a seção dois apresentará o referencial teórico sobre a importância da cultura do feijão e alguns exemplos de uso da técnica de análise exploratória de dados espaciais. Na seção três têm-se os fundamentos metodológicos com a apresentação da técnica de análise exploratória de dados espaciais, seguida das descrições das variáveis utilizadas e suas fontes. Na quarta seção apresentam-se a análise e discussão dos resultados alcançados. Por fim, a última seção traz as considerações finais do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Ao investigar a distribuição espacial da produtividade do café entre as 66 microrregiões mineiras durante o período 1997-2006, Teixeira e Bertella (2015) concluíram que a produtividade média dessa cultura não segue um processo aleatório, ocorrendo um reordenamento espacial entre as microrregiões, verificando ainda que a mesma está se distribuindo de forma mais homogênea em Minas Gerais.

Felema *et al.* (2016) ao analisar os aspectos espaciais do comportamento das produtividades nas culturas do feijão, milho e soja nos anos de 2000 e 2010, utilizando a ferramenta de análise exploratória de dados espaciais (AEDE), demonstraram que existe interdependência espacial positiva e significativa entre as regiões do estado do Paraná e que seus padrões mudam ao longo do tempo.

Para Saith e Kamitani (2016), no estudo da convergência e dinâmica agropecuária: uma análise espacial entre os anos de 1990 e 2013, foi reconhecido que o crescimento da agropecuária tem sido alvo de várias pesquisas que colocam em

evidência a crescente importância do setor agropecuário na região Norte do País. A geografia econômica citada pelo trabalho mostra que fenômenos econômicos podem apresentar dependência espacial. O objetivo proposto foi verificar a existência de *clusters* espaciais da agropecuária nas microrregiões brasileiras, com destaque nas variáveis pecuária, lavouras permanentes e temporárias, nos anos de 1990 e 2013. Os resultados da pesquisa revelaram a existência de autocorrelação espacial na agropecuária entre as microrregiões do Brasil.

Por sua vez, Rocha e Parré (2009) ao realizar um estudo sobre a distribuição espacial municipal do setor agropecuário do Rio Grande do Sul para o ano de 2004 e utilizando como variável endógena o valor bruto da produção agropecuária, identificaram a presença de autocorrelação espacial positiva entre os municípios e a existência de *clusters* espaciais da agropecuária, revelando que as maiores produções se localizam nos municípios localizados nas regiões Norte e Nordeste do referido estado.

Estudo semelhante foi feito por Sousa e Silva (2010) para a dinâmica espacial e formação de *clusters* significativos no setor agropecuário em Minas Gerais, tentando testar a existência de uma natureza multidirecional do padrão de interação intermunicipal, que fossem capazes de produzir notórios efeitos espaciais nesse estado. Novamente foi mostrado que existe certa dependência espacial também na produção agropecuária no estado de Minas Gerais, o que implica em dizer que o padrão de interação intermunicipal produz externalidades espaciais positivas, formando também *clusters* significativos, explicando o maior dinamismo setorial nas regiões mais produtivas.

Através de um estudo exploratório dos efeitos espaciais sobre a produtividade da soja no Rio Grande do Sul no período entre 1990 e 2005, utilizando como ferramenta metodológica a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), Vidiagal, Rocha e Parré (2009) detectaram também a presença de autocorrelação espacial positiva entre os municípios do Rio Grande do Sul, mostrando que as maiores produtividades dessa cultura se encontravam, entre os anos de 1990 e 2000, nos municípios da região Norte do estado, enquanto que, em 2005 os municípios com maior produtividade pertenciam à região Sul.

Perobelli *et al.* (2007) analisaram espacialmente a produtividade do setor agrícola brasileiro entre 1991 e 2003, demonstrando que os efeitos espaciais influenciaram a produtividade em nível microrregional em todo o país. Para realizar este estudo utilizaram a análise exploratória de dados espaciais (AEDE).

O principal resultado revela que a produtividade agrícola nacional está crescentemente autocorrelacionada no espaço ao longo do tempo.

Outro estudo que também analisou o padrão de associação espacial da produtividade agrícola do feijão foi feito por Paschoalino *et al.* (2017), considerando os municípios paranaenses para os anos de 2006, 2010 e 2014. Esses autores identificaram a existência de autocorrelação espacial positiva dessa cultura no referido estado. Na análise da bivariada constataram uma autocorrelação espacial temporal positiva, mostrando, assim, que o tempo tem influenciado na estrutura dos dados.

Em suma, a produtividade de diferentes culturas agrícolas têm sido objeto de observação e estudo por parte de diferentes autores para diferentes estados no país. Diferentes metodologias aplicadas têm tentado compreender os principais fatores determinantes desse importante indicador de eficiência. Contudo, realizar qualquer análise sem levar em consideração a detecção da presença de efeitos espaciais sobre a variável de interesse pode alcançar resultados ilegítimos.

Diante do exposto é possível observar que a técnica de análise exploratória de dados espaciais tem sido cada vez mais utilizada para o estudo do comportamento da dependência espacial para diferentes variáveis e regiões, especialmente variáveis ligadas ao setor da agropecuária devido a disponibilidade de dados espaciais. Todavia, ainda é pequeno o número de estudos realizados utilizando a referida técnica no país, especialmente no estado do Ceará. Na próxima seção apresenta-se a metodologia aplicada neste trabalho que ajudará a responder os objetivos propostos neste estudo.

3 FUNDAMENTOS METODOLÓGICOS

Partindo-se da hipótese fundamental da existência de um relacionamento da variável de interesse com sua localização dentro do território do estado do Ceará e com outras variáveis, e para atender aos objetivos propostos nesse estudo, faz-se necessário o uso da técnica conhecida como análise exploratória de dados espaciais (AEDE) bivariada.

3.1 Autocorrelação Espacial Global Bivariada com as Chuvas Observadas

A autocorrelação espacial global univariada busca detectar a existência ou não de dependência espacial na variável de interesse, identificando padrões de associação linear de forma global. Tal medida é capaz de afirmar se um conjunto de dados está ordenado segundo uma certa sequência espacial. Segundo Almeida

(2012), o primeiro coeficiente de autocorrelação espacial global univariado foi proposto por Moran em 1948, denominado de I de Moran.

Anselin *et al.* (2003) afirmam que a autocorrelação espacial global pode ser captada também num contexto bivariado, objeto central do presente estudo. Neste caso, busca-se descobrir se os valores de uma variável observada numa dada região, guardam uma associação linear com os valores de outra variável observada nas regiões vizinhas. O que se busca é a existência de um padrão espacial global entre duas variáveis diferentes.

Conforme Almeida (2012) é também possível calcular a estatística I de Moran para duas variáveis diferentes padronizadas, digamos, z_1 e z_2 :

$$I^{z_1 z_2} = \frac{n}{s_0} \frac{z_1' W z_2}{z_1' z_1} \quad (1)$$

Este coeficiente tem dois componentes distintos. Como se trata da versão bivariada da estatística I de Moran, o numerador refere-se a uma medida de covariância do tipo produto cruzado, ao passo que o denominador diz respeito a um reescalonamento, usando a variância dos dados.

No presente documento, a análise bivariada levará em consideração a defasagem espacial com a variável chuva observada. Na defasagem espacial com a variável climática, busca-se identificar a autocorrelação espacial global entre a produtividade do feijão de um dado município em um dado ano em relação à média dos valores das variável climática observada nos municípios vizinhos no mesmo ano, revelando ou não a existência de dependência espacial da produtividade agrícola do feijão em relação a esta variável selecionada que pode ser positiva ou negativa.

Um índice I de Moran global bivariado positivo significa que municípios que apresentam elevados valores da produtividade do feijão tendem a estar rodeadas por municípios vizinhos com valores altos de chuvas, bem como municípios com baixa produtividade tendem a estar rodeadas também por municípios vizinhos com baixos valores de chuvas no mesmo ano.

Por outro lado, um índice I de Moran global bivariado negativo significa que municípios com baixos valores da produtividade do feijão estão circundadas por municípios com altos valores de chuvas, ao passo que municípios com altos

valores da produtividade agrícola do feijão são vizinhos de municípios com baixos valores da outra variável climática utilizada no mesmo ano.

Em resumo, a partir do cálculo da estatística do I de Moran global bivariada em relação a variável climática, têm-se as seguintes informações: (i) o nível de significância provê a informação sobre os dados estarem distribuídos aleatoriamente ou não; (ii) o sinal positivo da estatística I de Moran, desde que significativo, indica que os dados estão concentrados espacialmente através das regiões; (iii) o sinal negativo, por sua vez, indica a dispersão espacial dos dados; e (iv) a magnitude da estatística que fornece a força da autocorrelação espacial, ou seja, quanto mais próximo de um, mais forte é a concentração; quanto mais próxima de -1, mais dispersos estão espacialmente os dados.

Por sua vez, um diagrama de dispersão de Moran no contexto bivariado plota, no eixo das abscissas, os valores de uma variável de interesse padronizada, observados numa determinada região, e no eixo das ordenadas o valor de outra variável selecionada padronizada no caso as chuvas observadas nas regiões vizinhas.

O diagrama de dispersão de Moran bivariado é o gráfico da dispersão da nuvem de pontos representando valores de duas variáveis observadas nas regiões, com a indicação de declividade da reta de regressão. Para conseguir a declividade dessa reta, estima-se uma regressão linear simples por mínimos quadrados ordinários (MQO), especificada como:

$$Wz_2 = \alpha + \beta z_1 + \varepsilon \quad (2)$$

Em que α é a constante da regressão, β é o coeficiente angular e ε é um termo de erro aleatório.

Do mesmo modo, o coeficiente I de Moran bivariado pode ser interpretado como o coeficiente angular da reta de regressão da defasagem espacial (Wz_2) contra a variável de interesse (z_1), estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO).

Esse diagrama apresenta quatro tipos de associação linear espacial no contexto bivariado, a saber: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA)¹. No primeiro quadrante, localiza-se o agrupamento dos valores

1 Almeida (2012, p. 109) alerta para a possível presença de *outliers* ou pontos de alavancagem que podem influenciar a inclinação da reta, afetando sobremaneira o valor da estatística do I de Moran também no caso bivariado.

Alto-Alto (AA), ou seja, este agrupamento exhibe regiões com valores altos da variável de interesse plotados no eixo das abscissas, circundados por regiões com valores também altos da outra variável de interesse, plotados no eixo das ordenadas.

No segundo quadrante, aparece o agrupamento dos valores Baixo-Alto (BA), isto é, o agrupamento em que regiões com valores baixos de uma variável de interesse, plotada no eixo das abscissas, são circunvizinhas de regiões com valores altos da outra variável de interesse, plotados no eixo das ordenadas.

No terceiro quadrante, apresenta o agrupamento dos valores Baixo-Baixo (BB), ou seja, exhibe regiões com valores baixos da variável de interesse plotados no eixo das abscissas, circundados por regiões com valores também baixos da outra variável de interesse, plotados no eixo das ordenadas.

Por último, o quarto quadrante exhibe o agrupamento dos valores Alto-Baixo (AB), isto é, exhibe regiões com valores altos da variável de interesse plotados no eixo das abscissas, circundados por regiões com valores baixos da outra variável de interesse, plotados no eixo das ordenadas.

3.2 Autocorrelação Espacial Local Bivariada com as Chuvas Observadas

Almeida (2012) afirma que também é possível obter uma medida de autocorrelação espacial local num contexto bivariado. Supondo que haja duas variáveis de interesse, y_i e x_p , e padronizando essas duas variáveis, obtêm-se, respectivamente, z_{1i} e z_{2i} . Tem-se, assim, a fórmula do I de Moran local bivariado com variáveis climáticas selecionadas:

$$I_i^{z_1 z_2} = z_{1i} W z_{2i} \quad (3)$$

Em que $W z_{2i}$ é a defasagem espacial da variável padronizada z_{2i} . Do mesmo modo, apenas os vizinhos da observação i , definidos conforme uma matriz de pesos espaciais, são incluídos no cálculo do índice de autocorrelação.

Essa estatística dá uma indicação do grau de associação linear (positiva ou negativa) entre o valor da produtividade agrícola do feijão em um dado município i e a média das chuvas observadas nas locações vizinhas (ANSELIN *et al.*, 2003).

É possível ainda mapear os valores da probabilidade da medida, estatisticamente significativos, gerando os chamados mapas de significância bivariada de

Moran local e os mapas de *clusters* bivariado locais.

Como parte final do estudo, serão também construídos mapas de significância e de *clusters* espaciais bivariado com a variável climática selecionada buscando identificar se a produtividade agrícola do feijão em um dado município *i* num determinado ano guarda uma associação espacial local com a média do valor das chuvas observadas nos municípios vizinhos no mesmo ano, na tentativa de identificar posteriormente a existência de *clusters* espaciais bivariados climáticos que podem também ser de quatro tipos Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

3.3 Variáveis Utilizadas

A variável utilizada para análise no presente estudo é a produtividade da cultura do feijão no estado do Ceará que é construída a partir da divisão da quantidade produzida em toneladas pela área plantada em hectares multiplicada por mil. Já a unidade de observação são todos os 184 municípios cearenses para os anos de 2008 a 2016. Assim, a medida de produtividade revela quantos quilos de feijão são produzidos por hectare plantado em cada um desses municípios nos anos considerados, cuja base de dados é a Pesquisa Agrícola Municipal do IBGE. Vale destacar que a variável investigada é intensiva, pois divide a produção pelo indicador de intensidade no caso a área plantada, atendendo, assim, aos preceitos da literatura especializada no assunto, sendo, portanto mais adequada a análise de efeitos espaciais, evitando, assim, potenciais resultados espúrios como previsto em Almeida (2012).

Para realizar a análise bivariada com variáveis climáticas foi escolhida uma que mede as condições climatológicas no estado do Ceará obtidas junto a Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (FUNCEME) que são as chuvas observadas em milímetros por ano. Tal variável representa a precipitação pluviométrica anual registrada em cada município no período observado. Sendo assim, é esperado uma associação espacial global positiva entre a produtividade agrícola do feijão num dado município e o volume de chuvas observadas nos municípios vizinhos para cada ano em análise. A hipótese traçada aqui é que quanto maior o volume de chuvas observadas nos municípios vizinhos, maior é a produtividade de feijão esperada no município em análise, destacadamente em anos de seca.

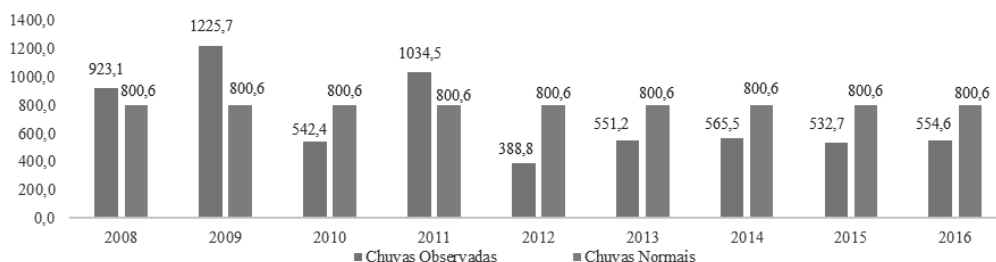
4 ANÁLISE DE RESULTADOS

Na presente seção busca-se atender aos objetivos proposto no estudo, ou seja, saber se existe ou não dependência espacial nos dados da produtividade agrícola da cultura do feijão no estado do Ceará em relação as chuvas observadas. Para tanto, será aplicada a técnica de análise exploratória de dados espaciais (AEDE) bivariada como descrita na seção anterior, considerando para análise o período de 2008 a 2016 visando uma análise comparativa ao longo dos anos.

4.1 Dinâmica das Chuvas Cearenses

O Gráfico 1 abaixo apresenta a evolução do volume de chuvas observadas no estado do Ceará entre os anos de 2008 a 2016 comparativamente a média histórica conhecida como normal climatológica. Nota-se que entre os anos de 2008 a 2011 foi registrado um volume de chuvas superior à média histórica, a exceção de 2010, revelando bons anos de chuvas. Todavia, em 2012, foi iniciada uma série de chuvas abaixo da média que se repetiu durante cinco anos consecutivos.

Gráfico 1 - Evolução do volume de chuvas observada – Ceará – 2008 a 2016 (mm³)



Fonte: FUNCEME. Elaborado pelos autores.

4.2 Evolução da Produtividade na Lavoura de Feijão

Os dados da Pesquisa Agrícola Municipal revelaram que a produtividade agrícola nacional da lavoura do feijão apresentou um crescimento de apenas 1,8%, passando de 872 kg/ha, em 2008, para 888 kg/ha, em 2016, resultado dado pela combinação simultânea de queda na área plantada (-25,7%) superior a queda na quantidade produzida (-24,4%) nesta cultura. Nesse mesmo período, três regiões registraram aumento de produtividade do feijão, Sudeste (+28,0%); Norte (+7,7%) e Sul (+4,1%). Por outro lado, outras duas regiões registraram perdas significativas, o Nordeste (-53,0%) e Centro-Oeste (-26,3%).

Como resultado, a diferença de produtividade da lavoura de feijão entre as regiões se intensificaram ainda mais nos últimos anos, alcançando em 2016, as seguintes marcas: Sudeste lidera com 1.816 kg/ha, seguida pela regiões Sul (1.545 kg/ha); Centro-Oeste (1.413 kg/ha); Norte (800 kg/ha) e Nordeste (208 kg/ha). Nota-se, assim, que a produtividade da região Sudeste é mais que o dobro da registrada pela média do país, enquanto o Nordeste representa aproximadamente um quarto da média nacional. Esses resultados podem, em parte, ser explicados principalmente por diferenças de tecnologia, clima e solo desfavoráveis na última região que concentra grande parte de seu território no clima semiárido.

Um total de doze estados apresentaram, em 2016, produtividade acima da média nacional. Os maiores registros foram observados em São Paulo (2.747 kg/ha); Goiás (2.306 kg/ha); Santa Catarina (1.675 kg/ha); Distrito Federal (1.602 kg/ha) e Paraná (1.539 kg/ha) para listar as cinco maiores. Por outro lado, outros quinze estados apresentaram produtividade abaixo da média nacional, com as menores produtividades sendo registradas pelos estados do Rio Grande do Norte (95 kg/ha); Piauí (100 kg/ha); Pernambuco (102 kg/ha); Paraíba (114 kg/ha) e Ceará (148 kg/ha), todos pertencentes a região Nordeste.

Em 2008, a produtividade média cearense da lavoura do feijão era de 426 kg/ha. Nota-se que cinco regiões de planejamento presentes no estado registraram produtividades acima desta média: Vale do Jaguaribe (586 kg/ha); Sertão de Canindé (550 kg/ha); Sertão Central (525 kg/ha); Maciço de Baturité (505 kg/ha) e Litoral Leste (429 kg/ha). Por outro lado, as menores produtividades foram observadas nas regiões do Litoral Norte (315 kg/ha); Grande Fortaleza (330 kg/ha); Litoral Oeste/Vale do Curu (341 kg/ha); Centro Sul (342 kg/ha) e Sertão de Sobral (358 kg/ha).

Chama atenção o fato de que como a produtividade é dada pela razão da quantidade produzida em toneladas pela área plantada em hectares, nem sempre aquela região com maior quantidade produzida ou maior área plantada vai estar nas melhores posições de produtividade revelando melhor eficiência produtiva ou combinação ótima entre o insumo terra e produção, mostrando que existem outros fatores determinantes desta medida.

Já em 2016, a produtividade agrícola do feijão cearense caiu significativamente em 65,4% na comparação a 2008, ou seja, uma redução de 278,7 kg/ha,

passando a registrar uma produtividade média de 148 kg/ha nesse ano. Ou seja, em 2008, a produtividade média cearense representava 48,9% da nacional, caindo para 16,6%, em 2016.

Nota-se que na comparação de 2008 e 2016, todas as regiões cearenses apresentaram queda de produtividade variando entre 41,5% e 79,0%. As mais expressivas foram observadas nas regiões do Litoral Leste (-79,0%; -339,1 kg/ha); Sertão de Canindé (-77,4%; -425,9 kg/ha); Sertão Central (-72,9%; -382,3 kg/ha); Sertão dos Inhamuns (-72,8%; -310,3 kg/ha) e Maciço de Baturité (-67,7%; -341,6 kg/ha).

Mesmo com essa queda significativa de produtividade, novamente cinco regiões de planejamento apresentaram produtividades acima da média estadual: Vale do Jaguaribe (201 kg/ha); Cariri (190 kg/ha); Litoral Norte (184 kg/ha); Serra da Ibiapaba (182 kg/ha); Maciço de Baturité (163 kg/ha). Por outro lado, as regiões com as menores produtividades foram: Litoral Leste (90 kg/ha); Sertão dos Inhamuns (116 kg/ha); Sertão do Canindé (125 kg/ha); Grande Fortaleza (125 kg/ha) e Centro Sul (128 kg/ha) para listar as cinco menores.

Novamente chama atenção a relação entre quantidade produzida e área plantada para 2016 dado que a região do Vale do Jaguaribe com décima maior área plantada (6,07%) e quinta maior quantidade produzida (8,26%) registrou a maior produtividade dentre as regiões cearenses, enquanto que a região do Sertão dos Crateús com maior área (18,44%) e maior quantidade produzida (16,37%) ocupou a nona colocação no estado.

Entre os anos de 2008 e 2016, apenas seis municípios cearenses registraram crescimento da produtividade da cultura de feijão: Meruoca (+27,8%) na região de Sobral; Ibiapina (17,2%) e Ubajara (+16,5%) na região da Serra de Ibiapaba; Martinópole (+9,2%) na região do Litoral Norte e Crato (+6,4%) e Missão Velha (+2,6%) na região do Cariri. Por outro lado, as cinco maiores reduções de produtividade foram observadas nos municípios de Jardim (-93,8%) e Farias Brito (-93,3%) na região do Cariri; Iracema (-93,1%) no Vale do Jaguaribe; Assaré (-92,2%) e Altaneira (-90,2%) também no Cariri.

Em 2008, a produtividade dessa cultura oscilou entre um mínimo de 152,2 kg/ha, registrado no município de Fortaleza pertencente a região da Grande Fortaleza e um máximo de 1.106,5 kg/ha registrado no município de Limoeiro do Norte pertencente a região do Vale do Jaguaribe.

A média da produtividade calculada a partir da produtividade dos municípios foi de 420,9 kg/ha em 2008, acima do valor da mediana de 400,0 kg/ha, revelando também uma distribuição moderadamente assimétrica a direita da lavoura do feijão. O desvio-padrão de 145,7 kg/ha, agora abaixo da média, revela uma dispersão da produtividade municipal de moderada a forte. O coeficiente de variação de 34,6% mostra que a distribuição da produtividade agrícola do feijão é bastante dispersa em torno da sua média. Por sua vez, o coeficiente de curtose da produtividade agrícola do feijão de 2,7 revela uma distribuição do tipo leptocúrtica com maior frequência em torno dos municípios com menor produtividade.

Nota-se ainda que 60,8% das observações, ou seja, 102 municípios apresentaram produtividade até 424,82 kg/ha levemente acima da média, revelando que boa parte dos municípios detém menor produtividade. Por outro lado, apenas 32 municípios tiveram produtividade acima de 561,14 kg/ha.

No ano de 2008, as dez maiores produtividades foram registradas nos municípios de Limoeiro do Norte (1.106,4 kg/ha); São João do Jaguaribe (950,0 kg/ha); Madalena (819,0 kg/ha); Quixeré (800,0 kg/ha); Ibaretama (712,9 kg/ha); Caridade (711,9 kg/ha); Banabuiú (701,6 kg/ha); Miraíma (681,5 kg/ha); Jaguaribe (674,3 kg/ha); Jaguaribara (662,1 kg/ha), todos localizados em quatro regiões do estado, Vale do Jaguaribe (5 municípios); Sertão de Canindé (2 municípios); Sertão Central (2 municípios) e Litoral Oeste/Vale do Curu (1 município).

Em 2016, a produtividade agrícola do feijão, oscilou entre um mínimo de 20,0 kg/ha, registrado no município de Iracema pertencente a região do Vale do Jaguaribe e um máximo de 871,4 kg/ha registrado no município de São João do Jaguaribe também pertencente a região do Vale do Jaguaribe.

A média da produtividade calculada a partir da produtividade dos municípios caiu para 157,9 kg/ha, acima do valor da mediana de 131,13 kg/ha, aumentando ainda mais a assimetria para a direita da distribuição que passou a ser de 0,77. O desvio-padrão de 104,2 kg/ha novamente mostra uma dispersão da produtividade municipal acentuada. O coeficiente de variação igual a 66,0% revela um aumento da dispersão da produtividade em torno da média.

Por sua vez, o coeficiente de curtose da produtividade agrícola do feijão passou a ser de 13,5 aumentando bastante a concentração dos municípios com menor produtividade, quando 102 municípios que estavam distribuídos nas duas primeiras classes em 2008, passaram a se concentrar apenas na primeira classe da distribuição em 2016 cujo limite superior era de apenas 141,6 kg/ha.

Diante o exposto é possível afirmar que entre os anos de 2008 e 2016, ocorreu uma forte queda da produtividade acompanhada de uma nítida migração dos municípios para as faixas mais baixas de produtividade nessa cultura, isto é, uma piora explícita no cenário da produtividade cearense explicado por fatores climáticos.

4.3 Autocorrelação Espacial Global Bivariada com as Chuvas Observadas

A presente seção apresenta os resultados do cálculo da estatística de autocorrelação espacial global da produtividade agrícola do feijão para o caso bivariado com as chuvas observadas (CHUVA) para os anos de 2008 a 2016. O uso de variáveis climáticas é fundamental dado a necessidade de boas condições hidrológicas para o cultivo dessa cultura. Conforme o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (2018), a cultura do feijão não tolera geada em nenhuma fase de seu ciclo de desenvolvimento, sendo ainda sensível ao calor excessivo, além de apresentar baixa tolerância à deficiência hídrica.

Conforme Tabela 1 abaixo, é possível afirmar que existe um padrão de associação linear global entre a produtividade agrícola do feijão e a chuva observada para quase todos os anos analisados, exceto o ano de 2016, cuja estatística não foi significativa nem a 10%. Com isso, é possível afirmar que a produtividade agrícola do feijão num dado município guarda uma associação espacial global com a chuva observada nos municípios vizinhos para os anos de 2008 a 2015. Inferência calculada para todos os anos da análise com base em 999 permutações aleatórias, revelando a presença de uma dependência linear global entre a produtividade agrícola do feijão e a chuva observada em quase todos os anos da série.

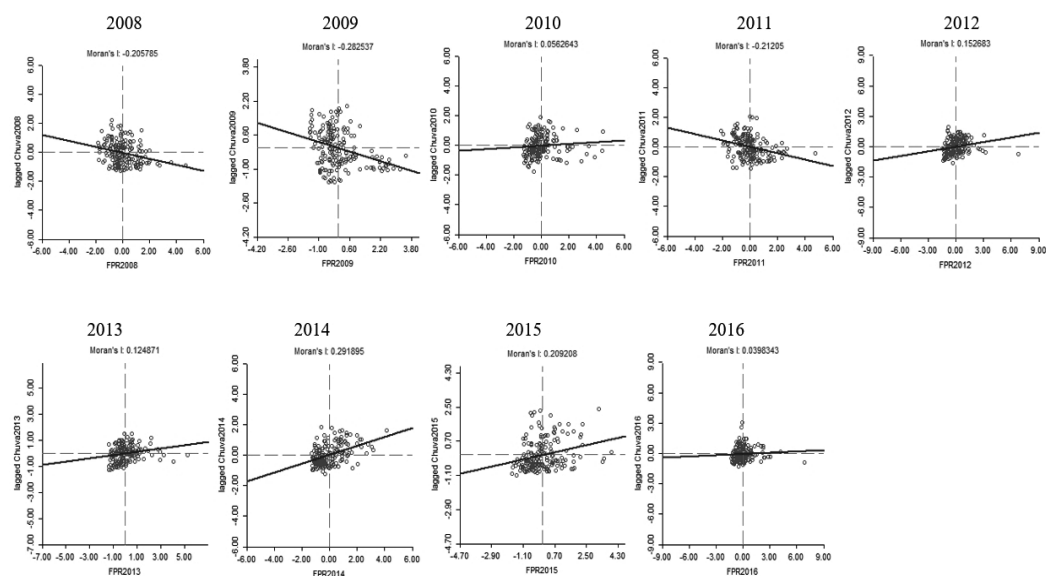
Tabela 1 - Coeficiente do I de Moran global bivariado para a produtividade agrícola do feijão (FPR) e chuva observada (CHUVA) - Ceará - 2008 a 2016

Variáveis/Ano	Permutações	Pseudo-p valor	I	$E(I) = -1/(n-1)$	mean	Desvio-Padrão	z-value
FPR2008-CHUVA2008	999	0,001	-0,2058	-0,0055	0,0013	0,0345	-5,9952
FPR2009-CHUVA2009	999	0,001	-0,2825	-0,0055	0,0006	0,0364	-7,7752
FPR2010-CHUVA2010	999	0,051	0,0563	-0,0055	0,0009	0,0357	1,5515
FPR2011-CHUVA2011	999	0,001	-0,2120	-0,0055	0,0023	0,0353	-6,0721
FPR2012-CHUVA2012	999	0,001	0,1527	-0,0055	0,0002	0,0347	4,3929
FPR2013-CHUVA2013	999	0,001	0,1249	-0,0055	-0,0023	0,0352	3,6076
FPR2014-CHUVA2014	999	0,001	0,2919	-0,0055	-0,0006	0,0352	8,3003
FPR2015-CHUVA2015	999	0,001	0,2092	-0,0055	-0,0012	0,0355	5,9193
FPR2016-CHUVA2016	999	0,134	0,0398	-0,0055	-0,0011	0,0359	1,1408

Nota: A pseudosignificância empírica baseada em 999 permutações aleatórias. Matriz de ponderação tipo Rainha de ordem 1. Fonte: Elaborado pelos autores.

Vale notar que o sinal da autocorrelação espacial bivariada com a chuva observada, representando a inclinação da reta de regressão linear da produtividade do feijão frente a defasagem espacial das chuvas muda em alguns anos como observado na Figura 1 abaixo.

Figura 1 - Diagrama de dispersão do I de Moran global bivariado para a produtividade agrícola do feijão (FPR) e chuva observada (CHUVA) - Ceará - 2008 a 2016



Fonte: Elaborado pelos autores. Matriz de ponderação tipo Rainha de ordem 1.

Nos anos de 2008, 2009 e 2011, anos considerados de chuvas acima da média histórica, o sinal do coeficiente estimado foi negativo, revelando que, no geral, municípios com elevada produtividade agrícola do feijão estão rodeados por municípios com baixa precipitação pluviométrica e que municípios com baixa produtividade agrícola do feijão estão rodeados por municípios com elevada precipitação pluviométrica, como se as chuvas registradas nos municípios vizinhos não fossem importantes para a produtividade dos municípios em análise, o que parece algo contraditório.

Uma possível explicação para esse fenômeno, é que em anos de boas chuvas, os agricultores decidem plantar uma área muito maior que em anos de seca visando uma maior produção o que pode fazer a produtividade não crescer na mesma intensidade do volume de chuvas. Uma outra possível explicação para este fenômeno é que o excesso de chuvas também pode prejudicar de alguma forma a colheita dessa cultura por encharcar o solo, em função do escoamento superficial,

havendo forte transbordamento de águas para os municípios vizinhos.

A matriz de pesos espaciais binária utilizada no presente trabalho, levou em apreço a ideia de vizinhança baseada na adjacência, em que duas regiões são vizinhas, caso elas compartilhem uma fronteira física comum, sendo utilizada com o objetivo de capturar os efeitos dessas contiguidades e vizinhança sobre os dados, ou seja, capturar a dependência espacial das variáveis. A ideia por trás disso, é que duas regiões contíguas possuem uma maior influência recíproca espacial. Com base neste conceito de contiguidade atribui-se um valor unitário na matriz a duas regiões vizinhas e zero caso contrário.²

Para aceção da matriz de pesos espaciais no presente estudo, utilizou-se a matriz rainha (*Queen*) de ordem um, pois foi a matriz que proporcionou os maiores *I* de Moran significantes estatisticamente. Segundo Almeida (2012), a matriz *Queen* considera como vizinhança, além das fronteiras com extensão territorial, também os vértices como adjacentes, na visualização de um mapa. A ordem um leva em conta os vizinhos mais próximos ou de primeira ordem.

Todavia, em 2010, 2012, 2013, 2014 e 2015, anos com chuvas abaixo da média histórica, o sinal do coeficiente estimado ficou positivo, revelando no geral, que municípios com elevada produtividade agrícola do feijão estão rodeados por municípios com elevada precipitação pluviométrica e que municípios com baixa produtividade agrícola estão também cercados por municípios com baixa precipitação de chuvas. Esse fenômeno é o esperado dado que em anos de seca, o pouco que chove num dado município ajuda na umidificação da terra dos municípios vizinhos ampliando a produtividade dos últimos.

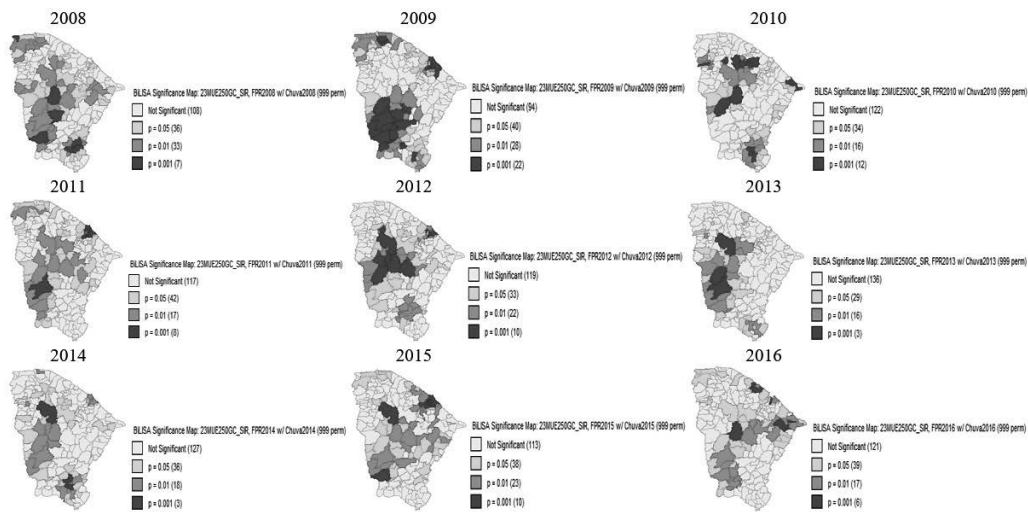
Ao se analisar a magnitude do índice de Moran pode-se afirmar que o grau de associação espacial bivariado da produtividade do feijão com a chuva oscilou entre um valor negativo (-0,2825) no ano de 2009 e um valor positivo (+0,2919) no ano de 2014, revelando, assim, que o grau de associação linear espacial global bivariado não é tão forte em nenhum dos anos analisados, dado que o referido índice varia de zero a um em módulo. Os anos que revelaram as maiores associações lineares acima de $|0,2|$ foram: 2008 ($I=-0,2058$); 2009 ($I=-0,2825$) e 2011 ($I=-0,2120$) para o caso de associação global negativa e 2014 ($I=+0,2919$) e 2015 ($I=+0,2092$) no caso de associação global positiva.

2 A matriz de ponderação espacial é condição necessária para o cálculo dos coeficientes de autocorrelação espacial.

4.4 Autocorrelação Espacial Local Bivariada com as Chuvas Observadas

Assim, como se pôde obter coeficientes de autocorrelação espacial global num contexto bivariado com as chuvas observadas, também é possível conseguir medidas de autocorrelação espacial local bivariada com esta variável. A presente seção calculou os coeficientes de autocorrelação espacial local bivariado da produtividade agrícola do feijão com as chuvas observadas. Semelhantemente ao cálculo do *I* de Moran global, somente os vizinhos da observação do município *i*, definidos conforme a matriz de pesos espaciais, são incluídos nesse cálculo. Com isso, é possível mapear os valores das probabilidades da medida, estatisticamente significativos, gerando o mapa de significância do *I* de Moran local bivariado da produtividade agrícola do feijão com as chuvas observadas disponível na Figura 2 abaixo.

Figura 2 - Mapa de significância LISA do I de Moran local bivariado para a produtividade agrícola do feijão (FPR) e chuva observada (CHUVA) - Ceará - 2008 a 2016



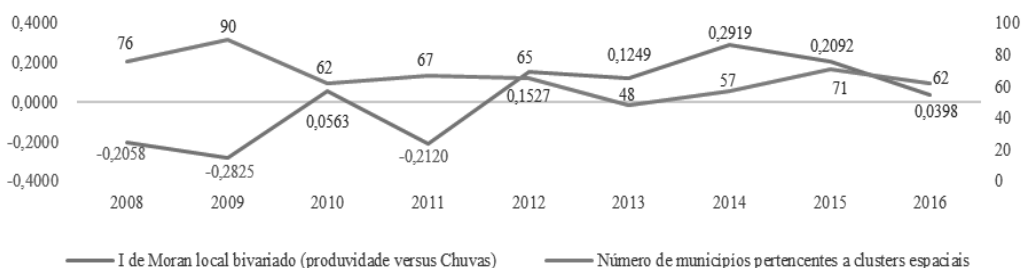
Fonte: Elaborado pelos autores. Matriz de ponderação tipo Rainha de ordem 1.

Pela análise do Gráfico 2 que relaciona a estatística do *I* de Moran local bivariado da produtividade agrícola do feijão com as chuvas observadas e o número de municípios presentes em *clusters* espaciais cearenses entre os anos de 2008 a 2016, é possível afirmar que, em 2008, um total de 76 municípios apresentaram significância estatística, revelando assim, uma associação espacial local com as chuvas registradas nos municípios vizinhos.

Esse número passou para 90 municípios em 2009, revelando um aumento no número de municípios apresentando dependência espacial local da produtividade

do feijão em relação as chuvas observadas nos municípios vizinhos. Em 2010, o número de municípios que apresentaram dependência espacial com as chuvas caiu para 62 municípios. Em 2011, aumentou para 67 municípios, 2012 caiu para 65 municípios, 2013 caiu para 48 municípios, em 2014, cresceu para 57 municípios e em 2015 cresceu ainda mais para 71 municípios. Em 2016, apesar da estatística do *I* de Moran ter sido insignificante do ponto de vista global, o número de municípios que apresentaram dependência espacial local com as chuvas foi de 62 municípios.

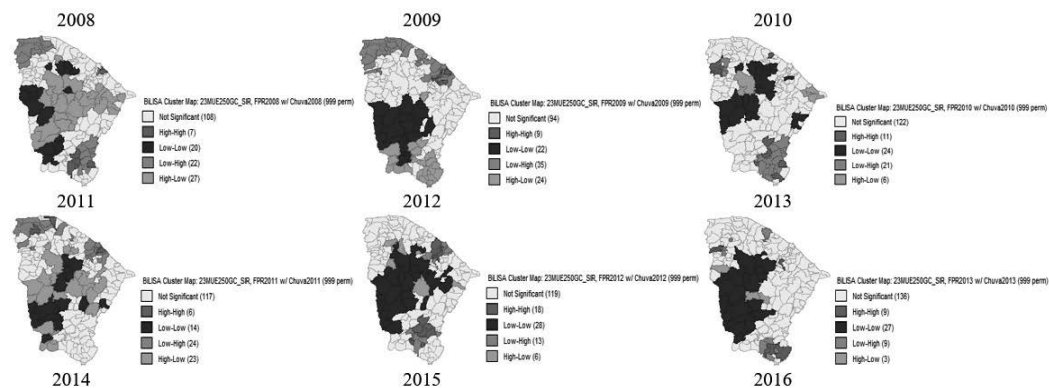
Gráfico 2 - Relação entre a estatística do I de Moran local bivariado da produtividade agrícola do feijão com as chuvas observadas e o número de municípios presentes em clusters espaciais - Ceará - 2008 a 2016



Fonte: Elaborado pelos autores. Matriz de ponderação tipo Rainha de ordem 1.

Na Figura 3 abaixo é possível observar os tipos de associação linear local da produtividade agrícola do feijão com as chuvas observadas nos municípios vizinhos para os anos de 2008 a 2016. Através dela é possível identificar a presença de quatro tipos de *clusters* espaciais: Alto-Alto (AA); Baixo-Baixo (BB); Baixo-Alto (BA) e Alto-Baixo (AB).

Figura 3 - Mapa de cluster LISA do I de Moran local bivariado para a produtividade agrícola do feijão (FPR) e chuva observada (CHUVA) - Ceará 2008 a 2016



Fonte: Elaborado pelos autores. Matriz de ponderação tipo Rainha de ordem 1.

A seguir segue a descrição dos tipos e a localização da dependência espacial

local da produtividade agrícola do feijão com a média das chuvas observadas nos municípios vizinhos por regiões de planejamento e municípios cearenses para cada ano em análise.

Pela análise da Figura 3 acima é possível observar que o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada foi de setenta e seis municípios no ano de 2008. O principal padrão de dependência espacial local com esta variável encontrada foi do tipo Alto-Baixo (AB) com 27 municípios, seguido pelo Baixo-Alto (BA) com 22 municípios, Baixo-Baixo (BB) com 20 municípios e em menor número Alto-Alto (AA) com apenas 7 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo AB foram compostos por vinte e sete municípios localizados em oito regiões de planejamento cearenses: Sertão Central com dez municípios (Banabuiú, Choró, Ibaretama, Ibicuitinga, Mombaça, Pedra Branca, Piquet Carneiro, Quixadá, Quixeramobim e Senador Pompeu); Sertão dos Crateús (Catunda, Monsenhor Tabosa, Santa Quitéria e Tamboril) e Vale do Jaguaribe (Limoeiro do Norte, Morada Nova, Russas e Tabuleiro do Norte) com quatro municípios cada; Sertão de Canindé (Boa Viagem, Canindé e Madalena) e Sertão dos Inhamuns (Arneiroz, Parambu e Tauá) com três municípios cada região; Litoral Leste (Jaguaruana); Litoral Oeste/Vale do Curu (Miraima) e Maciço de Baturité (Ocara) com um município apenas.

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram formados por vinte e dois municípios presentes em seis regiões: Litoral Norte com nove municípios (Barroquinha, Bela Cruz, Camocim, Chaval, Granja, Jijoca de Jericoacoara, Marco, Martinópole e Uruoca); Centro Sul com cinco municípios (Baixio, Cedro, Icó, Ipaumirim e Umari); Cariri com quatro municípios (Aurora, Lavras da Mangabeira, Milagres e Missão Velha); Serra da Ibiapaba com dois municípios (Tianguá e Viçosa do Ceará); Grande Fortaleza (Itaitinga) e Sertão Central (Senador Pompeu) com apenas um município.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram constituídos por vinte municípios situados em sete regiões de planejamento: Sertão dos Crateús com sete municípios (Ararendá, Crateús, Independência, Ipaporanga, Ipueiras, Nova Russas e Poranga); Litoral Oeste/Vale do Curu com cinco municípios (Apuiarés, General Sampaio, Irauçuba, Itapajé e Tejuçuoca); Cariri com três municípios (Antonina do Norte, Campos Sales e Potengi); Centro Sul com dois municípios (Catarina e Saboeiro); Sertão do Canindé (Itatira); Sertão do Sobral (Forquilha) e Sertão dos

Inhamuns (Aiuaba) com um município cada.

Por fim e em menor número, os *clusters* espaciais do tipo AA foram compostos por apenas sete municípios presentes em duas regiões de planejamento: Cariri com seis municípios (Barro, Caririaçu, Crato, Granjeiro, Juazeiro do Norte e Várzea Alegre) e Grande Fortaleza (Aquiraz).

Em 2009, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada aumentou para noventa municípios. O principal padrão de dependência espacial local com esta variável foi do tipo Baixo-Alto (BA) com 35 municípios, seguido pelo Alto-Baixo (AB) com 24 municípios, Baixo-Baixo (BB) com 22 municípios e em menor número Alto-Alto (AA) com apenas 9 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram compostos por trinta e cinco municípios localizados em sete regiões de planejamento: Grande Fortaleza (Cascavel, Caucaia, Fortaleza, Horizonte, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape, Pacajus, Parai-paba, Pindoretama, São Gonçalo do Amarante e Trairi) e Litoral Norte (Acará, Barroquinha, Bela Cruz, Camocim, Chaval, Cruz, Granja, Itarema, Jijoca de Jericoacoara, Marco, Martinópolis e Uruoca) com doze municípios cada; Litoral Oeste/Vale do Curu (Amontada, Tururu e Umirim); Serra da Ibiapaba (Ibiapina, Tianguá e Viçosa do Ceará) e Sertão de Sobral (Mucambo, Pacujá e Sanador Sá) com três municípios cada região; Maciço de Baturité com dois municípios (Acarape e Palmácia) e por último, Sertão do Canindé com apenas um município (Caridade).

Os *clusters* espaciais do tipo AB foram constituídos por vinte e quatro municípios presentes em quatro regiões de planejamento: Cariri com dezenove municípios (Abaiara, Araripe, Aurora, Barbalha, Barro, Brejo Santo, Campos Sales, Caririaçu, Farias Brito, Jardim, Jati, Lavras da Mangabeira, Mauriti, Milagres, Missão Velha, Penaforte, Porteiras, Salitre e Santana do Cariri); Centro Sul com três municípios (Cariús, Iguatu e Jucás); Sertão Central (Choró) e Sertão dos Inhamuns (Aiuaba) com um município.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram compostos por vinte e dois municípios localizados em seis regiões: Sertão Central com seis municípios (Mombaça, Pedra Branca, Piquet Carneiro, Quixeramobim, Senador Pompeu, Solonópolis); Cariri com cinco municípios (Altaneira, Antonina do Norte, Assaré, Potengi e Tarrafas); Sertão dos Inhamuns com quatro municípios (Arneiroz, Parambu, Quiterianópolis e Tauá); Centro Sul (Acopiara, Catarina e Saboeiro) e Sertão dos Crateús (Crateús, Independência e Novo Oriente) com três municípios cada e Sertão de

Canindé com somente um município (Boa Viagem).

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram compostos por nove municípios situados em duas regiões de planejamento: Grande Fortaleza com seis municípios (Aquiraz, Chorozinho, Eusébio, Guaiúba, Pacatuba e Pindoretama) e Maciço de Baturité formado por três municípios (Barreira, Pacoti e Redenção).

Ainda pela Figura 3 acima é possível notar que em 2010, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada caiu para sessenta e dois municípios. O principal padrão de dependência espacial local encontrado foi do tipo Baixo-Baixo (BB) com 24 municípios, seguido pelo Baixo-Alto (BA) com 21 municípios, Alto-Alto (AA) com 11 municípios e em menor número Alto-Baixo (AB) com apenas 6 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram compostos por vinte e quatro municípios localizados em nove regiões do estado do Ceará: Litoral Oeste/Vale do Curu com seis municípios (Apuiarés, General Sampaio, Irauçuba, Itapajé, Pentecoste e Tejuçuoca); Sertão dos Crateús com cinco municípios (Crateús, Independência, Monsenhor Tabosa, Novo Oriente e Tamboril); Sertão do Canindé com quatro municípios (Boa Viagem, Canindé, Itaira e Paramoti); Sertão Central (Choró e Pedra Branca); Sertão de Sobral (Forquilha e Groaíras) e Vale do Jaguaribe (Alto Santo e Iracema) com dois municípios cada; Grande Fortaleza (Pacajus); Maciço de Baturité (Acarape) e Sertão dos Inhamuns (Quiterianópolis) com um apenas.

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram combinados por vinte e um municípios presentes em três regiões do Estado: Cariri com doze municípios (Abaiara, Aurora, Barbalha, Caririaçu, Crato, Farias Brito, Granjeiro, Jardim, Juazeiro do Norte, Lavras da Mangabeira, Milagres e Missão Velha); Centro Sul com cinco municípios (Baixio, Cedro, Icó, Ipaumirim e Umari) e Sertão de Sobral com quatro municípios (Coreaú, Graça, Mucambo e Pacujá).

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram constituídos por onze municípios situados em quatro regiões de planejamento: Cariri formado por cinco municípios (Barro, Brejo Santo, Nova Olinda, Porteiras e Várzea Alegre); Serra da Ibiapaba com quatro municípios (Ibiapina, São Benedito, Tianguá e Ubajara); Centro Sul (Iguatu) e Grande Fortaleza (Paraipaba) com um município apenas.

Os *clusters* espaciais do tipo AB são compostos por apenas seis municípios localizados em três regiões: Litoral Leste com três municípios (Aracati, Itaiçaba e Jaguaruana); Sertão dos Crateús com dois municípios (Catunda e Santa Quitéria)

e Vale do Jaguaribe com um município apenas (Palhano).

Conforme Figura 3 acima, é possível afirmar que em 2011, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada aumentou para sessenta e sete municípios. O principal padrão de dependência espacial local encontrado foi do tipo Baixo-Alto (BA) com 24 municípios, seguido pelo Alto-Baixo (AB) com 23 municípios, Baixo-Baixo (BB) com 14 municípios e em menor número Alto-Alto (AA) com apenas 6 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram combinados por vinte e quatro municípios localizados em seis regiões de planejamento: Grande Fortaleza com dez municípios (Cascavel, Caucaia, Chorozinho, Fortaleza, Guaiúba, Horizonte, Maracanaú, Maranguape, Pacatuba e Pindoretama); Litoral Norte com seis municípios (Barroquinha, Bela Cruz, Camocim, Chaval, Granja e Marco); Maciço de Baturité com três municípios (Pacoti, Palmácia e Redenção); Litoral Oeste/Vale do Curu (Amontada e Tururu) e Sertão de Sobral (Mucambo e Senador Sá) com dois municípios e Serra de Ibiapaba (Tianguá).

Os *clusters* espaciais do tipo AB foram compostos por vinte e três municípios situados em sete regiões do Ceará: Sertão dos Crateús com seis municípios (Crateús, Independência, Monsenhor Tabosa, Novo Oriente, Santa Quitéria e Tamboril); Sertão Central com cinco municípios (Banabuiú, Choró, Pedra Branca, Quixadá e Quixeramobim); Cariri com quatro municípios (Antonina do Norte, Araripe, Potengi e Salitre); Litoral Oeste/Vale do Curu (Apuiarés, General Sampaio e Tejuçuoca) e Vale do Jaguaribe (Jaguaretama, Jaguaribe e Morada Nova) com três municípios cada; Sertão de Sobral (Forquilha) e Sertão dos Inhamuns (Aiuaba) com um município cada.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram constituídos por catorze municípios localizados em seis regiões cearenses: Sertão de Canindé (Boa Viagem, Canindé, Itaitira e Madalena) e Sertão dos Inhamuns (Arneiroz, Parambu, Quiterianópolis e Tauá) com quatro municípios cada; Centro Sul (Catarina e Saboeiro) e Sertão Central (Mombaça e Solonópole) com dois cada; Cariri (Campos Sales) e Vale do Jaguaribe (Iracema) com somente um município cada.

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram combinados por seis municípios presentes em duas regiões de planejamento: Grande Fortaleza (Aquiraz, Eusébio e Itaitinga) e Litoral Norte (Acaraú, Martinópole e Uruoca) cada uma com três municípios.

Em 2012, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada caiu para sessenta e cinco municípios. O principal padrão de dependência espacial local encontrado foi do tipo Baixo-Baixo (BB) com 28 municípios, seguido pelo Alto-Alto (AA) com 18 municípios, Baixo-Alto (BA) com 13 municípios e em menor número Alto-Baixo (AB) com apenas 6 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram compostos por vinte e oito municípios localizados em sete regiões de planejamento do estado do Ceará: Sertão dos Crateús com nove municípios (Catunda, Crateús, Independência, Ipaporanga, Monsenhor Tabosa, Nova Russas, Novo Oriente, Santa Quitéria e Tamboril); Sertão Central com sete municípios (Banabuiú, Choró, Deputado Irapuan Pinheiro, Milhã, Mombaça, Pedra Branca e Quixadá); Sertão de Canindé (Boa Viagem, Canindé, Itaira e Madalena) e Sertão dos Inhamuns (Aiuaba, Parambu, Quiterianópolis e Tauá) com quatro municípios cada; Litoral Oeste/Vale do Curu com dois municípios (Apuiarés e Tejuçuoca); Sertão de Sobral (Forquilha) e Vale do Jaguaribe (Morada Nova) com um município em cada.

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram constituídos por dezoito municípios situados em quatro regiões de planejamento: Cariri com seis municípios (Altaneira, Granjeiro, Juazeiro do Norte, Lavras da Mangabeira, Nova Olinda e Várzea Alegre); Grande Fortaleza com cinco municípios (Caucaia, Guaiúba, Maracanaú, Maranguape e Pacatuba); Maciço de Baturité com quatro municípios (Guaramiranga, Pacoti, Palmácia e Redenção) e Centro Sul com três municípios (Cariús, Cedro e Iguatu).

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram formados por treze municípios localizados em cinco regiões: Grande Fortaleza com seis municípios (Aquiraz, Eusébio, Fortaleza, Horizonte, Itaitinga e Pindoretama); Cariri com quatro municípios (Caririaçu, Crato, Farias Brito e Tarrafas); Centro Sul (Ipaumirim); Maciço de Baturité (Baturité) e Sertão de Canindé (Caridade) com um município em cada.

Os *clusters* espaciais do tipo AB foram compostos por seis municípios presentes em cinco regiões de planejamento: Sertão de Sobral com dois municípios (Groaíras e Sobral); Litoral Oeste/Vale do Curu (General Sampaio); Sertão Central (Quixeramobim); Sertão dos Crateús (Hidrolândia) e Vale do Jaguaribe (Limoeiro do Norte) com um município cada.

Novamente pela Figura 3 acima, tem-se que em 2013, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva

observada caiu para quarenta e oito municípios. O principal padrão de dependência espacial local encontrado foi do tipo Baixo-Baixo (BB) com 27 municípios, seguido pelo Alto-Alto (AA) com 9 municípios, Baixo-Alto (BA) com 9 municípios e em menor número Alto-Baixo (AB) com apenas 3 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram constituídos por vinte e sete municípios situados em oito regiões cearenses: Sertão dos Crateús com dez municípios (Ararendá, Catunda, Crateús, Independência, Ipaporanga, Monsenhor Tabosa, Nova Russas, Novo Oriente, Santa Quitéria e Tamboril); Sertão dos Inhamuns com cinco municípios (Aiuaba, Arneiroz, Parambu, Quiterianópolis e Tauá); Sertão de Canindé com quatro municípios (Boa Viagem, Canindé, Itatira e Madalena); Centro Sul com três municípios (Acopiara, Catarina e Saboeiro); Cariri com dois municípios (Antonina do Norte e Campos Sales); Litoral Oeste/Vale do Curu (General Sampaio); Sertão Central (Mombaça) e Sertão de Sobral (Groaíras) com um município cada.

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram compostos por nove municípios localizados em três regiões do estado do Ceará: Cariri com seis municípios (Barbilha, Brejo Santo, Juazeiro do Norte, Mauriti, Milagres e Missão Velha); Serra da Ibiapaba com dois municípios (Ibiapina e Ubajara) e Maciço de Baturité com um município (Baturité).

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram combinados por nove municípios presentes em quatro regiões de planejamento: Cariri com quatro municípios (Abaiara, Caririáçu, Crato e Jardim); Sertão de Sobral com três municípios (Alcântaras, Graça e Mucambo); Grande Fortaleza (Trairi) e Litoral Oeste/Vale do Curu (Tururu) com um município em cada.

Os *clusters* espaciais do tipo AB são compostos por três municípios localizados em duas regiões cearenses: Sertão Central com dois municípios (Pedra Branca e Senador Pompeu) e Sertão dos Crateús (Ipueiras).

Ainda segundo a Figura 3 acima, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada aumentou para cinquenta e sete municípios no ano de 2014. O principal padrão de dependência espacial local encontrado foi do tipo Baixo-Baixo (BB) com 24 municípios, seguido pelo Alto-Alto (AA) com 22 municípios, Baixo-Alto (BA) com 7 municípios e em menor número Alto-Baixo (AB) com apenas 4 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram compostos por vinte e quatro

municípios localizados em oito regiões planejamento cearenses: Sertão dos Crateús (Catunda, Independência, Ipueiras, Monsenhor Tabosa e Santa Quitéria) e Sertão dos Inhamuns (Aiuaba, Arneiroz, Parambu, Quiterianópolis e Tauá) com cinco municípios cada um; Litoral Oeste/Vale do Curu (Apuiarés, General Sampaio e Tejuçuoca); Sertão do Canindé (Boa Viagem, Canindé e Paramoti) e Sertão de Sobral (Meruoca, Santana do Acaraú e Sobral) cada um com três municípios; Cariri (Antonina do Norte e Missão Velha) e Sertão Central (Choró e Pedra Branca) com dois municípios e Litoral Norte (Cruz) com um município.

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram compostos por vinte e dois municípios situados em três regiões de planejamento do estado do Ceará: Cariri com catorze municípios (Altaneira, Aurora, Barbalha, Caririaçu, Crato, Farias Brito, Granjeiro, Jardim, Juazeiro do Norte, Lavras da Mangabeira, Milagres, Missão Velha, Nova Olinda e Várzea Alegre); Centro Sul com cinco municípios (Cariús, Cedro, Iguatu, Ipaumirim e Umari) e Grande Fortaleza com três municípios (Fortaleza, Horizonte e Itaitinga).

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram constituídos por sete municípios presentes em três regiões de planejamento: Grande Fortaleza com quatro municípios (Aquiraz, Eusébio, Maracanaú e Pacatuba); Serra de Ibiapaba com dois municípios (São Benedito e Ubajara) e Sertão de Sobral com um município (Graça).

Os *clusters* espaciais do tipo AB foram compostos por quatro municípios localizados em três regiões: Sertão dos Crateús com dois municípios (Crateús e Tamboril); Litoral Leste (Jaguaruana) e Vale do Jaguaribe (Russas) com um município cada.

Em 2015, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada aumentou ainda mais para setenta e um municípios. O principal padrão de dependência espacial local encontrado foi do tipo Baixo-Baixo (BB) com 29 municípios, seguido pelo Alto-Alto (AA) com 18 municípios, Baixo-Alto (BA) com 12 municípios e Alto-Baixo (AB) com 12 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram combinados por vinte e nove municípios localizados em dez regiões de planejamento do estado do Ceará: Centro Sul (Acopiara, Baixio, Catarina, Icó e Saboeiro) e Sertão Central (Choró, Deputado Irapuan Pinheiro, Mombaça, Senador Pompeu e Solonópole) com cinco municípios cada; Sertão dos Crateus (Catunda, Independência, Monsenhor Tabosa e Santa Quitéria); Sertão dos Inhamuns (Arneiroz, Parambu, Quiterianópolis e Tauá)

e Vale do Jaguaribe (Iracema, Jaguaratama, Morada Nova e Tabuleiro do Norte) com quatro municípios cada; Sertão de Canindé (Boa Viagem e Itaitira) e Sertão de Sobral (Cariré e Groaíras) com dois municípios cada; Cariri (Lavras da Mangabeira); Grande Fortaleza (Fortaleza) e Litoral Leste (Itaiçaba) com um município cada.

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram compostos por dezoito municípios situados em quatro regiões de planejamento cearenses: Grande Fortaleza com sete municípios (Aquiraz, Fortaleza, Horizonte, Paracuru, Paraipaba, São Gonçalo do Amarante e Trairi); Maciço de Baturité com seis municípios (Acarape, Baturité, Guaramiranga, Pacoti, Palmácia e Redenção); Litoral Norte com quatro municípios (Acarau, Camocim, Cruz e Jijoca de Jericoacoara) e Sertão de Canindé com um município (Caridade).

Os *clusters* espaciais do tipo BA foram constituídos por doze municípios localizados em duas regiões de planejamento: Grande Fortaleza com dez municípios (Cascavel, Caucaia, Eusébio, Guaiúba, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape, Pacajus, Pacatuba e Pindoretama) e Litoral Norte com dois municípios (Bela Cruz e Granja).

Os *clusters* espaciais do tipo AB foram compostos por doze municípios presentes em seis regiões: Vale do Jaguaribe com quatro municípios (Alto Santo, Jaguaribara, Limoeiro do Norte e São João do Jaguaribe); Sertão Central com três municípios (Banabuiú, Pedra Branca e Quixeramobim); Sertão dos Crateús com dois municípios (Novo Oriente e Tamboril); Cariri (Antonina do Norte); Sertão de Canindé (Madalena) e Sertão dos Inhamuns (Aiuaba) com um município cada.

Vale destacar que em 2016, o número de municípios formando *clusters* espaciais da produtividade do feijão e a variável chuva observada caiu para sessenta e dois municípios. O principal padrão de dependência espacial local encontrado foi do tipo Baixo-Baixo (BB) com 30 municípios, seguido pelo Baixo-Alto (BA) com 16 municípios, Alto-Baixo (AB) com 10 municípios e em menor número Alto-Alto (AA) com apenas 6 municípios.

Os *clusters* espaciais do tipo BB foram constituídos por trinta municípios presentes em nove regiões de planejamento: Cariri (Altaneira, Antonina do Norte, Assaré, Campos Sales, Potengi e Tarrafas) e Sertão Central (Choró, Ibaretama, Ibicuitinga, Mombaça, Pedra Branca e Quixadá) cada um com seis municípios; Litoral Norte (Aracati, Beberibe, Icapuí e Itaiçaba) e Sertão de Canindé (Boa Viagem, Canindé, Itaitira e Madalena) com quatro municípios cada um; Sertão dos Inhamuns com três municípios (Aiuaba, Parambu e Tauá); Centro Sul (Catarina e Saboeiro); Sertão dos Crateus (Independência e Santa Quitéria) e Vale do

Jaguaribe (Morada Nova e Palhano) cada um com dois municípios e Maciço de Baturité com um município (Ocara).

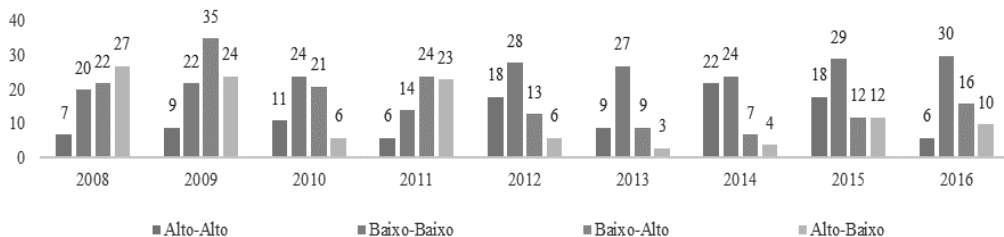
Os *clusters* espaciais do tipo BA foram combinados por dezesseis municípios localizados em quatro regiões de planejamento do estado: Grande Fortaleza com dez municípios (Aquiraz, Caucaia, Horizonte, Itaitinga, Maracanaú, Pacatuba, Paracuru, Paraipaba, São Luís do Curu e Trairi); Litoral Norte com três municípios (Barroquinha, Bela Cruz e Camocim); Sertão de Sobral com dois municípios (Graça e Mucambo) e Litoral Oeste/Vale do Curu com somente um município (Amontada).

Os *clusters* espaciais do tipo AB foram compostos por dez municípios situados em cinco regiões: Vale do Jaguaribe com cinco municípios (Alto Santo, Limoeiro do Norte, Russas, São João do Jaguaribe e Tabuleiro do Norte); Sertão Central com dois municípios (Quixeramobim e Senador Pompeu); Cariri (Salitre); Litoral Leste (Jaguaruana) e Sertão dos Inhamuns (Arneiroz) com um município cada.

Os *clusters* espaciais do tipo AA foram compostos por seis municípios localizados em três regiões: Grande Fortaleza com três municípios (Eusébio, Maranguape e São Gonçalo do Amarante); Litoral Norte com dois municípios (Chaval e Granja) e Serra da Ibiapaba com apenas um município (São Benedito).

O Gráfico 3 a seguir apresenta a evolução do número de municípios pertencentes a cada um dos tipos de *clusters* espaciais da produtividade agrícola do feijão com relação a chuva observada cearense entre os anos de 2008 a 2016. Pela análise do referido gráfico é possível notar mudanças na distribuição dos tipos de *clusters* espaciais ao longo da série analisada com preponderância para os tipos BA e AB em anos bons de chuvas e BB e AA em chuvas abaixo da média. Por fim, e mais importante, são as mudanças ocorridas nos padrões espaciais dentro do território do estado ao longo dos anos analisados.

Gráfico 3 - Evolução do número de municípios pertencentes a algum tipo de cluster espacial da produtividade agrícola do feijão bivariado com as chuvas observadas - Ceará - 2008 a 2016



Fonte: Elaborado pelos autores. Matriz de ponderação tipo Rainha de ordem 1.

A Tabela 2 a seguir apresenta a evolução da distribuição das quantidades de municípios por regiões de planejamento pertencentes a cada um dos quatro tipos de *clusters* espaciais bivariado da produtividade agrícola do feijão em relação as chuvas observadas entre os anos de 2008 e 2016. A partir dessa tabela é possível observar a dinâmica territorial de cada tipo de *cluster* espacial em relação as regiões de planejamento cearense.

É possível observar que os *clusters* espaciais do tipo Alto-Alto (AA), ou seja, municípios com alta produtividade de feijão circundados por municípios com elevado volume de chuvas observadas no mesmo ano, registraram também vários deslocamentos territoriais dentro do estado ao longo dos anos analisados. Percebe-se que um total de sete regiões de planejamento registrou a presença desse tipo de padrão espacial em algum dos anos analisados. Contudo, os *clusters* do tipo Alto-Alto (AA) concentraram-se principalmente nas regiões da Grande Fortaleza presente em oito dos nove anos analisados com uma quantidade expressiva de municípios, seguido pela região do Cariri presente em cinco anos, com uma quantidade ainda mais expressiva de municípios e Maciço de Baturité presente em quatro anos com a terceira maior quantidade de municípios, revelando que nestas regiões estão presentes os municípios com os maiores índices de produtividade agrícola do feijão cearense em torno de municípios com elevado volume de chuvas.

Novamente pela análise da Tabela 2 abaixo é possível concluir que os *clusters* espaciais do tipo Baixo-Baixo (BB), ou seja, municípios com baixa produtividade de feijão circundados por municípios com baixo volume de chuvas observadas no mesmo ano, registraram também vários deslocamentos territoriais dentro do estado ao longo dos anos analisados. Percebe-se que treze regiões de planejamento registraram a presença desse tipo de padrão espacial em algum dos anos analisados.

Por fim, também foi possível notar vários deslocamentos dos tipos de *clusters* espaciais dentro do território do estado do Ceará. Os *clusters* do tipo Alto-Alto (AA) concentraram-se principalmente nas regiões da Grande Fortaleza; Cariri e Maciço de Baturité, regiões que apresentam elevados níveis pluviométricos, revelando que nestas regiões estão presentes os municípios com os maiores índices de produtividade agrícola do feijão cearense em torno de municípios com elevado volume de chuvas.

Tabela 2 - Evolução da distribuição das quantidades de municípios por regiões de planejamento pertencentes aos quatro tipos de clusters espaciais bivariado da produtividade agrícola do feijão em relação as chuvas observadas (CHUVA) Ceará - 2008 a 2016

Região de Planejamento	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
ALTO-ALTO (AA)									
Cariri	6		5		6	6	14		
Centro Sul			1		3		5		
Grande Fortaleza	1	6	1	3	5		3	7	3
Litoral Leste									
Litoral Norte				3				4	2
Litoral Oeste/Vale do Curu									
Maciço de Baturité		3			4	1		6	
Serra da Ibiapaba			4			2			1
Sertão Central									
Sertão de Canindé								1	
Sertão de Sobral									
Sertão dos Crateús									
Sertão dos Inhamuns									
Vale do Jaguaribe									
Total de Municípios	7	9	11	6	18	9	22	18	6
BAIXO-BAIXO (BB)									
Cariri	3	5		1		2	2	1	6
Centro Sul	2	3		2		3		5	2
Grande Fortaleza			1					1	
Litoral Leste								1	4
Litoral Norte							1		
Litoral Oeste/Vale do Curu	5		6		2	1	3		
Maciço de Baturité			1						1
Serra da Ibiapaba									
Sertão Central		6	2	2	7	1	2	5	6
Sertão de Canindé	1	1	4	4	4	4	3	2	4
Sertão de Sobral	1		2		1	1	3	2	
Sertão dos Crateús	7	3	5		9	10	5	4	2
Sertão dos Inhamuns	1	4	1	4	4	5	5	4	3
Vale do Jaguaribe			2	1	1			4	2
Total de Municípios	20	22	24	14	28	27	24	29	30
BAIXO-ALTO (BA)									
Cariri	4		12		4	4			
Centro Sul	5		5		1				
Grande Fortaleza	1	11		10	6	1	4	10	10
Litoral Leste									
Litoral Norte	9	12		6				2	3
Litoral Oeste/Vale do Curu		3		2		1			1
Maciço de Baturité		2		3	1				
Serra da Ibiapaba	2	3		1			2		
Sertão Central	1								
Sertão de Canindé		1			1				
Sertão de Sobral		3	4	2		3	1		2
Sertão dos Crateús									
Sertão dos Inhamuns									
Vale do Jaguaribe									
Total de Municípios	22	35	21	24	13	9	7	12	16
ALTO-BAIXO (AB)									
Cariri		19		4				1	1
Centro Sul		3							
Grande Fortaleza									
Litoral Leste	1		3				1		1
Litoral Norte									
Litoral Oeste/Vale do Curu	1			3	1				
Maciço de Baturité	1								
Serra da Ibiapaba									
Sertão Central	10	1		5	1	2		3	2
Sertão de Canindé	3							1	
Sertão de Sobral				1	2				
Sertão dos Crateús	4		2	6	1	1	2	2	
Sertão dos Inhamuns	3	1		1				1	1
Vale do Jaguaribe	4		1	3	1		1	4	5
Total de Municípios	27	24	6	23	6	3	4	12	10
Total Geral	76	90	62	67	65	48	57	71	62

Fonte: Elaborado pelos autores. Matriz de ponderação tipo Rainha de ordem 1.

Por outro lado, os *clusters* espaciais do tipo Baixo-Baixo (BB) também apresentaram vários deslocamentos territoriais presente em quantidade significativa de regiões de planejamento do estado do Ceará, num total de treze, revelando um padrão local preponderante com essa cultura, ou seja, regiões com poucas chuvas. Esse padrão espacial concentrou-se principalmente no Sertão dos Inhamuns, Sertão do Canindé, Sertão dos Crateús, Sertão Central, revelando que estas regiões mantêm os municípios com os menores índices de produtividade agrícola do feijão cearense em torno de município com os mais baixos volumes de chuvas.

Já os *clusters* do tipo Baixo-Alto (BA), apresentaram também vários deslocamentos territoriais, estando presente em dez regiões de planejamento, concentrando-se principalmente nas regiões da Grande Fortaleza, Sertão de Sobral, Litoral Norte, Cariri, Serra de Ibiapaba e Litoral Oeste/Vale do Curu, revelando nestas regiões que apesar da presença de elevadas chuvas anuais a produtividade ainda é baixa, ou seja, outros fatores devem estar interferindo no desempenho dessa cultura.

Por fim, os *clusters* do tipo Alto-Baixo (AB), ou seja, municípios com alta produtividade de feijão circundados por municípios com baixo volume de chuvas observadas no mesmo ano, registraram também vários deslocamentos territoriais ao longo dos anos analisados, estando presente em dez das catorze regiões de planejamento. Os *clusters* do tipo Alto-Baixo (AB) concentraram-se principalmente nas regiões do Sertão Central, Vale do Jaguaribe e Sertão dos Crateús, aparecendo em sete anos, com as maiores quantidades de municípios, seguido pelas regiões do Sertão dos Inhamuns presente em cinco anos e Cariri presente em quatro anos mas com quantidade expressiva de municípios, revelando que nestas regiões estão presentes os municípios com os maiores índices de produtividade agrícola do feijão cearense em torno de municípios com baixo volume de chuvas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pela exposto pode-se concluir que existe um padrão de dependência global espacial entre a produtividade agrícola do feijão e as chuvas observadas para quase todos os anos analisados. Destaca-se o fato do sinal do coeficiente estimado mudar em alguns anos.

Nos anos de 2008, 2009 e 2011, anos considerados de chuvas acima da

média histórica, o sinal do coeficiente estimado foi negativo, revelando que, no geral, municípios com elevada produtividade agrícola do feijão estavam rodeados por municípios com baixa precipitação pluviométrica e que municípios com baixa produtividade agrícola do feijão estavam cercados por municípios com elevada precipitação pluviométrica, como se a chuva registrada nos municípios vizinhos não fosse um fator importante para explicar, pelo menos em parte, a produtividade dos municípios em análise, o que parece algo contraditório.

Uma possível explicação para esse fenômeno, é que em anos de boas chuvas, os agricultores decidem plantar uma área muito maior que em anos de seca visando uma maior produção o que pode fazer a produtividade não crescer na mesma intensidade do volume de chuvas. Uma outra possível explicação para este fenômeno é que o excesso de chuvas também pode prejudicar de alguma forma a colheita dessa cultura por encharcar o solo, em função do escoamento superficial, havendo forte transbordamento de águas para o municípios vizinhos.

Todavia, em 2010, 2012, 2013, 2014 e 2015, anos com chuvas abaixo da média histórica, o sinal do coeficiente estimado ficou positivo, revelando no geral, que municípios com elevada produtividade agrícola do feijão estão rodeados por municípios com elevada precipitação pluviométrica e que municípios com baixa produtividade agrícola estão também cercados por municípios com baixa precipitação de chuvas. Esse fenômeno é o esperado dado que em anos de seca, o pouco que chove num dado município ajuda na umidificação da terra dos municípios vizinhos ampliando a produtividade dos últimos.

Na análise local bivariada foi possível detectar vários padrões de associação local conhecido como *clusters* espaciais. Observou-se várias mudanças na distribuição dos tipos de *clusters* espaciais ao longo da série analisada com preponderância para os tipos BA e AB em anos bons de chuvas e BB e AA em anos de chuvas abaixo da média. Por fim, e mais importante, são as mudanças ocorridas nos padrões espaciais dentro do território do estado ao longo dos anos analisados.

Os *clusters* do tipo Alto-Alto (AA) registraram vários deslocamentos territoriais dentro do estado ao longo dos anos analisados, concentrando-se principalmente nas regiões da Grande Fortaleza, Cariri e Maciço de Baturité, regiões com chuvas acima da média, revelando que nestas regiões estão presentes os municípios com os maiores índices de produtividade agrícola do feijão cearense em torno

de municípios com elevado volume de chuvas.

Os *clusters* do tipo Baixo-Baixo (BB) concentraram-se principalmente nas regiões do Sertão dos Inhamuns e Sertão do Canindé presente em todos os anos tendo registrado a segunda e a terceira maior quantidade de municípios, seguido pelo Sertão dos Crateús e Sertão Central, presente em oito anos, registrando respectivamente, a maior e a segunda maior quantidade de municípios, vindo em seguida as regiões do Cariri presente em sete anos, Centro Sul e Sertão de Sobral presente em seis anos, revelando que estas regiões mantém os municípios com os menores índices de produtividade agrícola do feijão cearense em torno de município com baixos volumes de chuvas.

Já os *clusters* do tipo Baixo-Alto (BA), ou seja, municípios com baixa produtividade de feijão circundados por municípios com alto volume de chuvas observadas no mesmo ano, revelaram também vários deslocamentos territoriais, presente em dez regiões de planejamento. Os *clusters* do tipo Baixo-Alto (BA) concentraram-se principalmente nas regiões da Grande Fortaleza aparecendo em oito anos, com a maior quantidade de municípios, seguido pelas regiões do Sertão de Sobral presente em seis anos, Litoral Norte presente em cinco anos e pelas regiões do Cariri, Serra de Ibiapaba e Litoral Oeste/Vale do Curu presente em quatro anos, revelando que nestas regiões estão presentes os municípios com os menores índices de produtividade agrícola do feijão cearense em torno de municípios com elevado volume de chuvas.

Por fim, os *clusters* do tipo Alto-Baixo (AB), ou seja, municípios com alta produtividade de feijão circundados por municípios com baixo volume de chuvas observadas no mesmo ano, registraram também vários deslocamentos territoriais ao longo dos anos analisados tendo estado presente em dez das catorze regiões de planejamento, revelando que apesar das limitações das chuvas, estas regiões apresentaram elevados índices de produtividade agrícola de feijão no estado do Ceará.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Eduardo. **Econometria espacial aplicada**. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.

ANSELIN, L.; SYABRI, I.; KHO, Y. **GeoDa: an introduction to spatial data analysis**. University of Illinois, 2003. (Mimeo)

FELEMA, J.; MEDEIROS, E. R.; FERREIRA, C. R.; Camara, M. R. G.; Nascimento, S. P. **Um estudo da produtividade do feijão, do milho e da soja na agricultura paranaense, nos anos 2000 e 2010: uma análise espacial**. Ensaios FEE, Porto Alegre, vol. 36, n° 4, p. 817-842, mar. 2016.

FREIRE FILHO, F. R.; RIBEIRO, V. Q.; ROCHA, M. M.; SILVA, K. J. D.; NOGUEIRA, M. S. R.; RODRIGUES, E. V. **Feijão-caupi no Brasil: produção, melhoramento genético, avanços e desafios**. Teresina: Embrapa Meio-Norte, 2011.

FUNDAÇÃO CEARENSE DE METEOROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS (FUNCEME). **Calendário de chuvas no estado do Ceará**. Disponível em: <<http://www.funceme.br/app/calendario/produto/municipios/maxima/anual>>. Acessado em: 25 de agosto de 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Produção Agrícola Municipal (PAM)**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acessado em: 25 de julho de 2018.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). **Ceará em Mapas: caracterização territorial**. Disponível em: <>. Acessado em: 17 de agosto de 2018.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). Zoneamento Agrícola. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/riscos-seguro/risco-agropecuario/portarias/safra-vigente/ceara>>. Acessado em: 14 de agosto de 2018.

PASCHOALINO, P. A. T.; MICHELLON, E.; BERNARDELLI, L. V.; GOBI, J. R.; SANTO, L. G. O. **Análise espacial da produtividade agrícola do feijão nos municípios paranaenses nos anos de 2006, 2010 e 2014**. Economia & Região, Londrina, Paraná, vol. 5, n° 1, p. 107-123, jan.-jun de 2017.

PEROBELLI, F.S.; ALMEIDA, E.S.; ALVIM, M.I.S.A.; FERREIRA, P.G.S. **Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003**. Revista Nova Economia. Vol.17 no. 1, Belo Horizonte, p. 65-91, Jan./Apr. 2007.

ROCHA, C. B.; PARRÉ, J. L. **Estudo da distribuição espacial do setor agropecuário do Rio Grande do Sul**. Análise Econômica, Porto Alegre, ano 27, n° 52, p. 139-160, set. 2009.

SAITH, W.; KAMITANI, E. L. T. **Convergência e dinâmica agropecuária: uma análise espacial entre os anos de 1990 e 2013**. Revista de Economia e Agronegócio, vol. 14, n° 1,2 e 3, 2016.

SOUZA, E. C.; SILVA, G. J. C. **Dinâmica espacial e formação de clusters significativos no setor agropecuário de Minas Gerais**. Economia e Tecnologia, Ano 06, Vol. 20, Janeiro/Março 2010.

SUPERINTENDÊNCIA DO DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE (SUDENE). **RESOLUÇÃO N° 107/2017**. Disponível em: <<http://sudene.gov.br/images/2017/arquivos/Resolucao-107-2017.pdf>>. Acessado em: 08 de agosto de 2018.

SUPERINTENDÊNCIA DO DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE (SUDENE). **RESOLUÇÃO N° 115/2017**. Disponível em: <<http://sudene.gov.br/images/arquivos/semiariado/arquivos/resolucao115-23112017-delimitacaodosemiariado-DOU.pdf>>. Acessado em: 08 de agosto de 2018.

TEIXEIRA, R. F. A. P; BERTELLA, M. A. **Distribuição Espaço-Temporal da Produtividade Média do Café em Minas Gerais: 1997-2006**. Análise Econômica. Porto Alegre, ano 33, n. 63, p. 275-299, mar. 2015.

VIDIGAL, V. G.; ROCHA, C. B; PARRÉ, J. L. **Efeitos espaciais sobre a produtividade da soja no Rio Grande do Sul: um estudo exploratório**. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Porto Alegre, 26 a 30 de julho de 2009.

DETERMINANTES DO MEDO DO CRIME NO CEARÁ EM 2009: UMA ANÁLISE DO EFEITO DA VITIMIZAÇÃO DIRETA

Juliane da Silva Ciríaco*

Cinthia Barbosa Sousa**

Paulo de Melo Jorge Neto***

Resumo

A presente pesquisa possui como principal objetivo analisar os determinantes do medo do crime no Ceará em três esferas distintas: domicílio, bairro e cidade. Nesse trabalho a denominação medo do crime foi implementada para se referir aos indivíduos que em virtude de suas vulnerabilidades físicas, socioeconômicas, geográficas e experiências vivenciadas diretamente com determinado crime formularam crenças sobre possíveis áreas e situações que oferecem risco a sua integridade pessoal e ou material, provocando perda de seu bem-estar. Para tanto, utiliza-se o modelo de regressão logística (Logit), que atribui o valor de “um” para os indivíduos que possui medo do crime e “zero” caso contrário, com base nos dados oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no ano de 2009. De forma adicional, para avaliar o impacto da incorporação do plano amostral sobre a precisão das estimativas foi utilizado o modelo proposto por Kish (1965). Em linhas gerais, os resultados do modelo evidenciaram que os determinantes do medo do crime no Ceará estão fortemente associados ao fato do indivíduo ser mulher, residir em áreas urbanas e já ter sido vítima de alguma categoria de crime.

Palavra-Chave: Medo do Crime. Vulnerabilidades. Vitimização.

Abstract

The present research has as main objective to analyze the determinants of fear of crime in Ceará in three different spheres: domicile, neighborhood and city. In this work the denomination fear of the crime was implemented to refer to the individuals that by virtue of their physical, socioeconomic, geographical

*Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Ceará (CAEN). Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Fone: (85) 98872-2413. E-mail: julianeciriac@hotmail.com.

**Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Ceará (CAEN). Mestre em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFCE). E-mail: cinthiabsousa@hotmail.com.

***Professor Adjunto do Departamento de Economia Aplicada pela Universidade Federal do Ceará (CAEN). E-mail: pjneto@caen.ufc.br.

vulnerabilities and experiences directly experienced with a certain crime formulated beliefs about possible areas and situations that risk their personal and / or material integrity, causing loss of their well-being. For this, the Logistic Regression model (logit) is used, which assigns the value of “one” for individuals who are afraid of crime and “zero” otherwise, based on data from the National Household Sample Survey (PNAD) in 2009. In addition, the model proposed by Kish (1965) was used to evaluate the impact of incorporating the sampling plan on the accuracy of estimates. In general terms, the results of the model showed that the determinants of fear of crime in Ceará are strongly associated with the fact that the individual is female, resides in urban areas and has already been a victim of some category of crime.

Key words: *Fear of Crime. Vulnerabilities. Victimization.*

1 INTRODUÇÃO

O crime sempre foi um tema preocupante, uma vez que rompe as normas e regras sociais, acarretando em restrições, perdas e danos aos vitimados e a todos que convivem em um ambiente com criminalidade. Para avaliar o impacto do aumento da criminalidade muitos artigos internacionais têm focado no perfil da vítima e se preocupado em analisar a percepção de insegurança da população, ou conforme adotado nesse trabalho, o medo do crime.

Estudiosos (Conklin, 1975; Garafalo, 1977; Skogan e Maxfield, 1981; Hale, 1996) concordam que o medo do crime modifica a rotina da população e o seu estilo de vida provocando um distanciamento do convívio em comunidade e uma restrição a lugares considerados de alto risco, isso acarreta prejuízos econômicos, psicológicos, menor qualidade de vida e perda de bem-estar social.

Segundo, Rodrigues e Oliveira (2012) o medo do crime engloba duas dimensões: a emocional e cognitiva. A emocional é motivada a elementos psicológicos e não necessariamente pela sensação de risco iminente, enquanto a cognitiva responde a sensação de desorganização social e física. Dessa forma, o medo leva os indivíduos a construir cenários e esperar que determinadas situações e áreas ofereçam risco a sua integridade física ou bens materiais. Para Hale (1996) os principais fatores relacionados com as possíveis causas do medo são: primeiro, vulnerabilidade física, psicológica ou econômica. O segundo está relacionado com o nível de criminalidade, alguém que já tenha sido vítima de algum crime, seja de

forma direta ou indiretamente.

Pessoas consideradas vulneráveis fisicamente, por exemplo, mulheres e idosos, geralmente superestimam seus riscos reais e exibem maiores níveis de medo em comparação com os homens ou os jovens. (Garofalo, 1979; Skogan e Maxfield, 1981). Além disso, a vulnerabilidade social, definida por (Skogan e Maxfield, 1981) como a combinação de alta exposição ao crime e baixo poder aquisitivo, é um fator consistente para tentar explicar os condicionantes do medo, porque a restrição econômica reduz a capacidade de recuperação financeira relacionada com as perdas ocasionadas pelo crime. Nesse aspecto, as mulheres são mais afetadas, uma vez que, normalmente possui renda inferior à dos homens.

Outro importante condicionante relacionado ao medo do crime é a vitimização. Lewis e Salem (1981) foram os primeiros a levantar a hipótese que as taxas reais de criminalidade eram as causas básicas de medo e de todas as reações ao crime. Contudo, Gates e Rohe (1987) provou que este modelo está limitado em sua capacidade explicativa, porque o medo do crime não é sempre relacionado diretamente com a taxa de criminalidade objetiva ou probabilidade de ser vitimado, em outras palavras, não é preciso ter sido vítima de um crime para sentir-se inseguro.

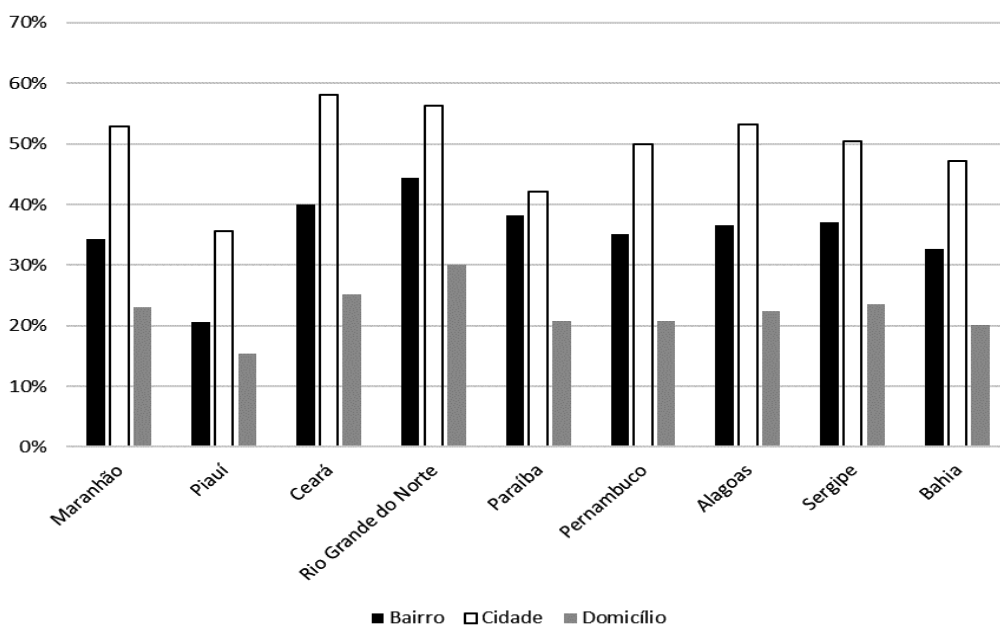
Mesmo com toda essa discussão a respeito se vitimização explica ou não o medo do crime e até que ponto existe essa correlação entre sensação de insegurança e vitimização, estatísticas oficiais e pesquisas de vitimização (Beato Filho, 2010; Waiselfisz, 2011) revelam que no Brasil, em particular no contexto das grandes cidades, o crescimento das taxas de criminalidade e da violência urbana, nos últimos anos, tem causado forte sentimento de medo e insegurança.

Visando avaliar a sensação de insegurança entre os indivíduos de 18 anos ou mais de idade em três esferas distintas (domicílio, bairro, cidade), com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2009, apontaram que no Brasil, a menor parcela populacional, 21,4% sentia-se insegura no seu domicílio. No bairro, esse resultado foi estimado em 32,9% e na cidade, a sensação de insegurança era compartilhada por quase a metade da população, 47,2%.

Considerando indivíduos a partir dos 18 anos de idade, dentre a região Nordeste, o Ceará foi a segunda federação com maior proporção de indivíduos que se sentiam inseguros no seu domicílio e no bairro onde residiam, e a primeira a apresentar maior número de pessoas inseguras na cidade, ver gráfico 1. Seguindo

as distribuições de frequências ocorridas no Brasil, a minoria da população cearense, 25%, declarou sentir-se mais inseguros no seu domicílio. No bairro e na cidade o percentual da sensação de insegurança foi estimado em torno de 40% e 58% respectivamente. Em relação ao gênero, as mulheres demonstraram maior insegurança em comparação aos homens. Quanto a situação socioeconômica as pesquisas apresentaram uma relação inversa entre a sensação de insegurança e nível de renda, à medida que o rendimento decresce a sensação de insegurança se eleva, sendo o sentimento de insegurança menor na proporção de pessoas com maior rendimento domiciliar per capita no domicílio e maior na cidade.

Gráfico 1-Proporção de insegurança nos estados do Nordeste, 2009 (%)



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD (2009).

Nota¹: Expandido para a população.

Nota²: População de 18 anos ou mais.

Dado que o estado Cearense corresponde a um dos principais estados nordestinos com maior influência econômica regional, e uma vez que, a criminalidade trata-se de um problema social agravante, que segundo os estudos sobre a temática, corrobora para a propagação do medo ao crime comprometendo o bem-estar social e econômico, torna-se relevante averiguar quais são os determinantes do medo do crime no Ceará, e assim, contribuir com a literatura brasileira, a qual, até o momento só abordou o problema no âmbito nacional. Dessa forma, e em decorrência a limitação da base de dados, esta pesquisa, se propõe a analisar se

a probabilidade de um determinado perfil da população cearense no período de 2009 apresentar mais medo do crime em relação a outro está condicionado com as vulnerabilidades físicas, geográficas, socioeconômicas e a vitimização direta. Para tanto, utiliza-se o modelo de regressão logística, diferenciando-se dos trabalhos anteriores por avaliar o impacto da incorporação do plano amostral complexo da PNAD sobre a precisão das estimativas, através do modelo proposto por Kish (1965).

Além desta introdução, este trabalho contempla mais quatro seções: a segunda corresponde ao referencial teórico; na terceira, será descrita toda metodologia adotada, com ênfase na descrição e tratamento do banco de dados. A quarta seção reporta-se os principais resultados encontrados, ressaltando e discutindo os aspectos relevantes que culminam nas considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura internacional acerca do medo do crime é extensa, um enfoque possível baseia-se no entendimento do crime do ponto de vista da vítima: o impacto do seu estilo de vida e das oportunidades por ela geradas na probabilidade de ocorrência do evento criminoso. Esta análise vem dos chamados modelos de estilo de vida e de oportunidade. Hinderlang *et al.*, (1978) e Cohen *et al.*, (1981) conduziram alguns estudos com esse arcabouço sociológico. Nessa linha de pesquisa, alguns autores, limitaram-se a identificar a correlação entre as variações nas taxas de crimes com as características estruturais sociodemográficas agregadas dos indivíduos (SKOGAN e Maxfield, 1981; Hale, 1996) e as características físicas e sociais de determinadas áreas (Lewis e Salem, 1981; Skogan *et al.*, 1982).

Autores (como Baumer, 1978; Ferraro, 1995) sugerem que indivíduos que se sentem com maiores desvantagens físicas (sexo, idade) e sociais (raça e status social) têm maior potencial de se tornar vítima e, por isso, são os maiores predadores de medo.

Afinal, o que leva determinados grupos serem mais temerosos que outros? Tentando compreender essa questão, Lewis e Salem (1981) atribuiu ao papel da vitimização a chave para essa resposta. Porém, como aponta Farrall, Gray e Jackson (2007), atribuir que a insegurança é somente o resultado da vitimização aponta ser incorreto, uma vez que toda a insegurança vivenciada atualmente pela sociedade não é respondida simplesmente pela experiência direta com o crime. Segundo

(Conklin, 1975; Skogan e Maxfield, 1981; Hale, 1996) existe um grande paradoxo entre vitimização e insegurança, mais pessoas, como por exemplo, mulheres e idosos, embora tenham as taxas mais baixas de vitimização criminal e menor probabilidade de se tornarem vítimas se sentem mais inseguras e, grupos sociais com maior risco de vitimização, são relativamente menos inseguros.

Muitos argumentos surgiram para justificar esse paradoxo. De acordo com alguns pesquisadores (por exemplo, Hindelang *et al.*, 1978; Baumer, 1978; Skogan e Maxfield, 1981) maior medo entre as mulheres e os idosos deriva da sua vulnerabilidade distintiva, o que significa que esse grupo possui menos capacidade de defesa em caso de ataque e levam mais tempo para se recuperar ou substituir perdas. Enquanto outros autores (por exemplo, Balkin, 1979; Stafford e Galle, 1984) defendem que, as atividades de rotina das mulheres e dos idosos incluem menos oportunidades de vitimização porque eles apresentam menor exposição ao risco.

Diferenciando dos demais autores acima mencionados, Warr (1984) argumenta que, certamente as mulheres e os idosos podem ter maior medo porque se percebem como sendo de alto risco. Essa sensibilidade diferencial ao risco está associada a diferenças relacionadas com a idade e o sexo na gravidade percebida das infrações.

Outro aspecto relevante para explicar o medo do crime refere-se à desordem pública. As primeiras pesquisas quantitativas a mensurar o medo de crime foi uma resposta a *National Opinion Research (NORC)* a perguntas sobre quão seguras as pessoas se sentiam à circular em diferentes áreas da cidade. Regiões consideradas conhecidas reduz a insegurança dos indivíduos por meio da crença de que aquele é um ambiente seguro onde os riscos objetivos são pequenos (Liska *et al.*, 1988).

Para Gates e Rohe (1987) sinais de incivilidade, como: janelas quebradas, lixo, vandalismo local, distribuição de drogas e outras observações de degradação sociais e físicas de uma área aumenta o pavor de frequentar ou residir nesse local.

No entanto, existem poucos estudos econométricos a nível nacional abordando essa temática, talvez isso se justifique pela pouca disponibilidade de dados nessa área. Apesar dessa constatação, e como o crime nas grandes cidades brasileiras é um problema persistente e crescente ao longo do tempo, é interessante que pesquisas sobre os determinantes do medo do crime tenham enfoque na literatura brasileira.

Grande parte desses estudos (por exemplo, Beato Filho, Viegas e Peixoto, 2004; Gomes e Paz 2004) tem seguido a abordagem dos modelos de estilo de vida e oportunidades para tentar explicar a vitimização. O artigo escrito por Beato Filho, Viegas e Peixoto (2004) contém informações sobre as modalidades de furto, roubo e agressão e, através das condições e características que as vítimas reportam a respeito de crimes sofridos, interpretam as probabilidades de novas ocorrências. Os autores mostram que pessoas mais velhas em comparação as pessoas jovens têm menor chance de sofrer agressão. Para os crimes economicamente motivados, características pessoais não são significativas. Ser vítima está vinculado a hábitos e características da vizinhança, tais como transitar em locais públicos em horários de maior fluxo e à noite, morar em locais onde há muitos prédios abandonados e onde se ouve barulho de tiros.

Outros autores, o qual motivaram a realização desse trabalho focaram nos condicionantes que levavam os indivíduos a exibirem um maior sentimento de insegurança ao invés da vitimização. Dentre eles, podemos citar: Rodrigues e Oliveira (2012), o qual baseado em uma pesquisa de vitimização de Belo Horizonte de 2002 estimaram os efeitos das variáveis sociodemográficas, de integração e desordem percebida sobre indicadores do medo do crime, segundo a percepção do morador da capital mineira. Da Silva e Beato Filho (2013) incorporaram elementos relativos ao contexto da vizinhança nas características individuais e encontraram uma associação positiva entre as mulheres e os mais velhos com medo do crime, enquanto a estabilidade residencial tinha efeito inverso.

Borges (2013) utilizando técnicas de regressões logísticas e com base nos dados de uma pesquisa nacional, que foram coletados para avaliar a prevalência da vitimização no Brasil e as taxas específicas de crimes, obtiveram um resultado positivo quanto à relação entre o sentimento de insegurança e a vitimização, além disso, variáveis demográficas quando incluídas no modelo (sexo, educação, idade e Grandes Regiões) como preditoras do sentimento de insegurança, apresentam efeitos interessantes.

Plassa e Cunha (2016) analisando a população brasileira quanto a sensação de insegurança encontraram que o perfil da pessoa insegura no Brasil se caracteriza, em grande parte, por ser mulher, não branca, moradora de áreas urbanas e metropolitanas, com menor escolaridade e baixa renda *per capita*.

No presente trabalho, procura-se ampliar os estudos empíricos referente aos determinantes do medo do crime, realizando uma análise da população Cearense. A partir de dados da Pesquisa Nacional de Amostras e Domicílios de 2009 é desenvolvido um modelo de regressão logística e diferentemente dos demais trabalhos anteriores consideramos um plano amostral complexo estratificado da PNAD, gerando estimativas mais eficientes, no qual se propõe a responder os seguintes questionamentos: a) quais variáveis físicas e socioeconômicas (sexo, idade, raça, educação) são determinantes para explicar o medo do crime no Ceará? b) existem áreas (rurais, urbanas, metrópoles) onde o nível do medo do crime é maior? c) qual o perfil entre homens e mulheres vítimas de crimes (roubo, furto e agressão) que mais apresentam medo do crime?

3 METODOLOGIA

A fonte de dados utilizada, como já mencionada anteriormente, advém da PNAD, restringindo-se ao ano 2009. A escolha desse banco de dados consiste na existência de um suplemento especial sobre vitimização no qual possui uma gama de informações disponíveis sobre a população brasileira, fornecidas pelo site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para analisar os determinantes do medo do crime no estado, utiliza-se o modelo de resposta binária, o modelo *logit*. A variável independente é dicotômica, onde se atribui o valor de “um” para os indivíduos que possuem sentimento de insegurança no referente a uma das três esferas distintas como cidade, bairro e domicílio e “zero” caso contrário:

$$y_{ik} = \begin{cases} 1, & \text{se o indivíduo possui medo do crime} \\ 0, & \text{se o indivíduo não possui medo do crime} \end{cases}$$

Sendo assim, a estrutura geral do modelo Logit é baseado na análise de probabilidade especificado a seguir:

$$P_i = \text{Prob}(\text{Indivíduo}_i = 1) = \frac{e^{BX_i + \varepsilon_i}}{1 + e^{BX_i + \varepsilon_i}} \quad (1)$$

onde *Indivíduo* é a variável aleatória que indica a escolha feita; P_i é a probabilidade de o evento “medo do crime” ocorrer; X é a matriz de características do indivíduo e β é o vetor de parâmetros a ser estimado.

A fim de linearizar o modelo e obter os parâmetros, a seguinte transformação logit ao aplicarmos o logaritmo é realizada:

$$Y_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \ln(e^{\beta X_i + \varepsilon_i}) = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Com o intuito de atender os objetivos dessa pesquisa, foram aplicados alguns filtros como, por exemplo, excluir aquelas pessoas com idade inferior a 18 anos, ademais foram considerados somente indivíduos que moravam no Ceará. A equação (3) representa as chances de ocorrência, dada por uma série de atributos especificados por:

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = B_0 + B_1 \text{Pessoal}_i + B_2 \text{Lar}_i + B_3 \text{Geográfica}_i + B_4 \text{Delito}_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Onde: $\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$ representa o logaritmo ponderado das chances favoráveis a decisão de se sentir inseguro; Pessoal_i denota o conjunto de atributos relativos às características do indivíduo i ; Lar_i descreve o conjunto de atributos relacionados à família do indivíduo i ; Geográfica_i corresponde variável de localização regional do indivíduo; Delito_i representa o tipo de vitimização sofrida pelo indivíduo e ε corresponde ao termo de erro estocástico.

Esta pesquisa optou por considerar o plano amostral complexo estratificado adotado pela PNAD, isso porque ao ignorar as características inerentes ao plano amostral podem ocorrer problemas que comprometem a inferência analítica das estimações (CIRÍACO *et al.*, 2016). Sendo assim, optou-se por levar em consideração tais argumentos com intuito de que os resultados alcançados sejam consistentes e não viciados⁴. Logo, para obtenção de estimativas mais precisas⁵, inclui-se o delineamento amostral, considerando os fatores de expansão (pesos de pessoas), *STRAT* (estratos) e *PSU* (unidade primária amostral). Haja vista que essas variáveis fazem parte do arquivo domicílios, foi necessária a realização da correspondência com o arquivo de pessoas.

Para verificar a importância do impacto da incorporação do plano amostral da PNAD sobre a precisão das estimativas, realiza-se o processo exposto por Leite e Nascimento Silva (2002) com base no modelo exposto por Kish (1965), sendo denominado Efeito do Plano Amostral (EPA ou *Deff* – Disgn Effect), representada pela expressão (4):

4 Segundo Lima (2008) a PNAD não é uma amostra independente e identicamente distribuída (*iid*), não se originando, portanto, de uma amostra aleatória simples com reposição, sendo necessária a consideração do plano amostral para que as estimações pontuais e as variâncias sejam corretamente especificadas.

5 Nesta pesquisa utilizou-se o método de Máxima verossimilhança e para à obtenção das estimativas da variância dos coeficientes realizou-se o método de Linearização de Taylor.

$$EPA = \frac{Var_{verd}(\tilde{B})}{Var_{ass}(\tilde{B})} \quad (4)$$

Em que $Var_{verd}(\tilde{B})$ é a variância estimada incorporando a estrutura do plano amostral efetivamente utilizado; enquanto $Var_{ass}(\tilde{B})$ é a variância estimada supondo o plano amostral igual a uma amostra aleatória simples (AAS). Tem-se que valores do EPA significativamente diferentes de 1 ressaltam a importância da consideração do plano amostral efetivamente utilizado na estimação das variâncias associada aos parâmetros do modelo. Formalmente, a interpretação do EPA (Efeito do Plano Amostral) segue o seguinte critério: a) $EPA < 1$, variância sob AAS superestimada; b) $EPA = 1$, não há diferença entre as estimativas de variância; c) $EPA > 1$, variância sob AAS subestimada.

Outro método com finalidade análoga foi desenvolvido por Skinner, Holt e Smith (1989 apud Leite; Silva, 2002), chamado de EPA ampliado (*Meff-Misspecification Effect*). Neste método utiliza-se o pressuposto que v_0 é um estimador usual e consistente da variância do estimador sob a hipótese de observações *idd* (*independente identicamente distribuída*); $V_{verd}(\tilde{B})$ é a variância do estimador sob o plano usado de forma efetiva; $E_{verd}(v_0)$ é a esperança do estimador usual sob o plano amostral usado efetivamente. O EPA ampliado é representado por:

$$EPA(\tilde{B}; v_0) = \frac{V_{verd}(\tilde{B})}{E_{verd}(v_0)} \quad (5)$$

Após o devido tratamento da base de dados e inclusão de alguns filtros como, a seleção de indivíduos de 18 anos ou mais de idade, restaram aproximadamente um total de 16.727 mil observações em 2009, ao se expandir para população alcançar-se-á o número representativo de indivíduos de 5,4 milhões.

Além das informações sobre as variáveis dependentes que representam uma proxy para o sentimento de insegurança estadual, foram usadas um conjunto de covariadas dispostas em três blocos de fatores. O primeiro bloco apresenta variáveis que compõem as características gerais do indivíduo e do lar, como sexo, idade, raça, educação e renda do lar. Já o segundo bloco contém dados sobre as áreas de tipo de vitimização tais como: roubo, furto e tentativa de roubo ou furto. Por fim, no último bloco contém informações sobre a localização geográfica do indivíduo como o fato de residir na área metropolitana (ou não metropolitana) e rural (urbana).

Por sua vez, as variáveis explicativas são exemplificadas no Quadro 1:

Quadro 1- Ceará: Descrição dos dados utilizados nas estimações

Variáveis	Descrição das variáveis
Variável dependente: Medo do crime	
Bairro	1 caso o indivíduo possua medo do crime no bairro e “0” caso contrário.
Cidade	1 caso o indivíduo possua medo do crime na cidade e “0” caso contrário.
Domicílio	1 caso o indivíduo possua medo do crime no domicílio e “0” caso contrário.
Variável independente	
Características dos indivíduos e do lar	
Homem	1 para Homem e 0 para Mulher
Escolaridade	Cada série com aprovação é considerado como um ano de estudo
Idade	Idade aferida em anos de vida.
Branca	1 para raça Branca e 0 caso contrário
Renda	Log da renda per capita
Características do Tipo de Delito	
Tentativa	1 para vítima de tentativa de Roubo/furto e 0 caso contrário.
Roubo	1 para vítima de Roubo e 0 caso contrário.
Furto	1 para vítima de Furto e 0 caso contrário.
Características Geográfica	
Metropolitana	1 para o indivíduo que mora na região Metropolitana e 0 caso contrário
<i>Rural</i>	1 para o indivíduo que mora na área rural e 0 caso contrário

Fonte: Elaboração dos autores.

Para melhor dimensionar as variáveis usadas, a Tabela 1 mostra a estatística descritiva das variáveis presentes no modelo econométrico após o devido tratamento do banco de dados. Nota-se que cerca de 58% dos indivíduos apresentou medo do crime na sua cidade, 39 % no bairro e 25% no domicílio. Ressalta-se ainda que a maioria da população analisada foi do sexo feminino (52%), da cor não branca (69%), com renda per capita do lar de R\$464, residente na zona urbana (78%) e fora da área metropolitana cearense (56%), com média de 41 anos de

idade e pouco mais de 6 anos de estudo, onde o tipo de conflito mais grave e recorrente entre os entrevistados está associado a tentativa de roubo e/ou furto (7%).

Tabela 1-Ceará: Estatística Descritiva das Variáveis usadas no Modelo Logit

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Variável Binária?
Medo do Crime					
Bairro	39,84	0,4895737	0	1	Sim
Cidade	58,04	0,4934818	0	1	Sim
Domicílio	25,15	0,4338960	0	1	Sim
Características do indivíduo e lar					
Homem	47,67	0,4994577	0	1	Sim
Escolaridade	6,46	4,7048530	0	15	Não
Idade	40,96	17,079120	18	102	Não
Branca	30,63	0,4609654	0	1	Sim
Renda	463,99	751,8094	7,3	22000	Não
Logaritmo Renda	5,62	0,9714973	1,9	9,99	Não
Características do Tipo de Delito					
Tentativa	7,36	0,2611641	0	1	Sim
Roubo	5,55	0,2280367	0	1	Sim
Furto	4,69	0,2114922	0	1	Sim
Características Geográfica					
Metropolitana	43,70	0,4960413	0	1	Sim
<i>Rural</i>	21,39	0,4100961	0	1	Sim
Número de observações: 16.727					
Observações (ampliado pelo peso amostral): 5.451.861					

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD (2009).

Nota¹: Para variáveis qualitativas a média equivale à proporção.

Nota²: Expandido para a população.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, são apresentados os resultados dos coeficientes e dos efeitos marginais da regressão logística que analisa os fatores determinantes da probabilidade de medo do crime no Ceará em 2009 considerando, para tanto, o delineamento do banco de dados.

As estimativas do efeito do plano amostral indicaram a suma importância de se considerar o delineamento amostral para a obtenção de estimativas robustas e não viciadas. Isso por que, na maioria dos casos, as estimativas *Meff e Deff* apresentaram-se superiores a unidade, indicando que, não considerar o plano amostral da PNAD subestima a variância verdadeira do parâmetro.

Em linhas gerais, as variáveis mostram-se significativas e com sinal esperado, os resultados das regressões são apresentados na Tabela 2. Com relação as características pessoais do indivíduo mais especificamente a cor, não apresentou estatisticamente significativa para explicar o medo do crime no Ceará em nenhuma das esferas analisadas, enquanto a variável idade mostrou-se significativa somente na esfera municipal, ressaltando que para cada ano adicional de vida aumenta-se a probabilidade de medo do crime em 0,1 pontos percentuais (p.p.). Tal efeito positivo da idade, vai ao encontro da hipótese de atratividade via fragilidade, no qual pessoas mais velhas seriam mais frágeis e poderiam oferecer menos resistência tornando-se assim alvo potencial de criminosos (Moura e Silveira Neto, 2013).

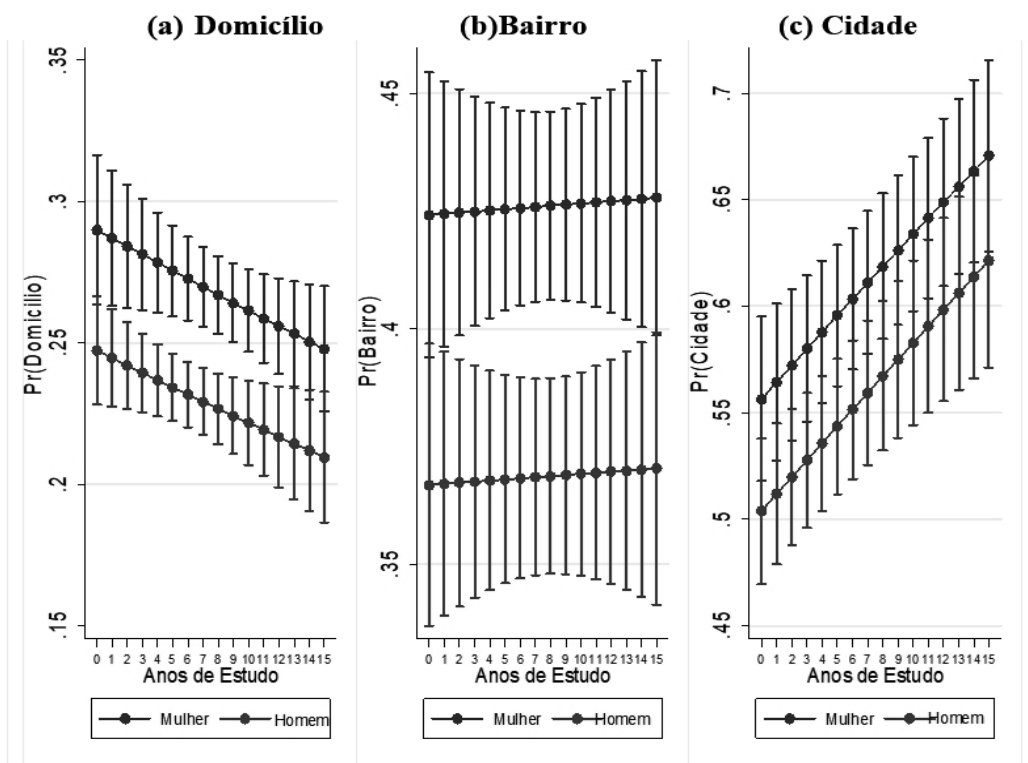
No que tange a vulnerabilidade física os resultados apontam que os homens se sentem menos inseguros nas três esferas analisadas (ou seja, residência, bairro e município) comparativamente em relação as mulheres, corroborando com os resultados expostos na literatura sobre a temática (Warr, 1984; Stafford; Galle, 1984; Borges, 2013; Da Silva e Beato Filho, 2013; Plassa e Cunha, 2016).

No tocante a variável renda a mesma mostrou-se estatisticamente significativa somente na esfera domiciliar, em linhas gerais observou-se que quanto maior a renda domiciliar menor a probabilidade de temor em relação ao crime. Já no referente a educação observou-se que o maior nível educacional aumenta sensação de insegurança no município ao passo que se reduz a domiciliar. Tal resultado é consoante a teoria da exposição por estilo de vida uma vez que indivíduos com maior escolaridade em geral possuem maiores ganhos tornando-se atraídos aos criminosos e prováveis vítimas de violência (Silva, 2015). Contudo estes

apresentam menores probabilidades de insegurança em seus lares uma vez que indivíduos com maiores níveis educacionais e renda podem investir em mecanismos de segurança para se protegerem nos seus domicílios.

Objetivando entender o efeito da educação sobre o medo do crime, foram realizadas previsões em cima dos modelos estimados, apresentadas na Figura 1, considerando o diferencial por sexo, para diferentes níveis educacionais, enquanto as demais variáveis estão estabelecidas na média amostral. De acordo com essa ilustração, percebe-se uma redução na probabilidade de se sentir inseguro no domicílio a medida que aumenta gradativamente os anos de estudo. Enquanto na cidade observa-se maior sensação de insegurança dado um aumento no nível educacional, sendo este efeito superior para as mulheres.

Figura 1-Ceará: Probabilidade estimada do medo do crime em função dos anos de estudo, assegurado o valor médio das demais covariadas, 2009.



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD (2009).

Nota¹: Intervalo de confiança 95%.

Referente a localização geográfica observou-se que indivíduos residentes em zonas rurais têm menores chances de se sentirem inseguros em comparação aos moradores da zona urbana independente da esfera analisada. Os residentes das

áreas metropolitanas, de forma análoga apresentam mesmo comportamento padrão dos moradores da zona urbana. Ressalta-se que este efeito corrobora com os achados expostos por Plassa e Cunha (2016), no qual ressaltaram que tal resultado está associado a maior criminalidade enfrentado tanto nas regiões urbanas como as metropolitanas.

De forma geral, analisando as razões do medo do crime, verifica-se que a probabilidade se eleva se o indivíduo foi vítima de algum delito (exceto a variável roubo que na esfera domiciliar não apresentou significância estatística), apesar de existir controvérsia na literatura acerca do tipo de efeito que a vitimização causa sobre a percepção de insegurança individual (Borges, 2011), percebe-se que nessa pesquisa ter sido vítima de um delito aumenta o temor, ou seja, eleva-se a probabilidade de uma pessoa se sentir insegura.

As estimativas apontam que o efeito é mais expressivo para os que tiveram a experiência de tentativa de roubo ou furto, elevando a probabilidade de insegurança em 11,5 p.p. no domicílio, 13,6 p.p. no bairro e 12,7 p.p. no município. Para os indivíduos que foram vítimas de roubo, a probabilidade de se sentirem inseguros foi estatisticamente significativa somente para o bairro e município, representando, na devida ordem, um aumento na percepção de insegurança em 7,3 p.p. e 7,8 p.p., respectivamente. Já no referente a vitimização por furto, a probabilidade de insegurança também é elevada, sendo superior nos domicílios correspondendo um incremento de 9 p.p., enquanto aqueles que foram vítimas de furto no bairro e município representam um incremento pouco mais de 6 p.p.

Em suma, observou-se que uma parcela significativa de cearenses possui medo do crime independente da esfera analisada, seja no município, bairro ou residência, podendo afetar a qualidade de vida, gerando possíveis efeitos psicológicos, estruturais, deterioração da confiança, da coesão e do controle social. Do ponto de vista socioeconômico e cultural, tal sentimento de insegurança pode afetar o livre exercício da liberdade e comprometer o bem-estar econômico dos indivíduos.

Tabela 2-Ceará: Determinantes do medo do Crime, 2009

	Medo do Crime											
	(a) Bairro				(b) Cidade				(c) Domicílio			
	Coefficiente	Efeito Marginal	Meff	Deff	Coefficiente	Efeito Marginal	Meff	Deff	Coefficiente	Efeito Marginal	Meff	Deff
Homem	-0.242*** (0.0245)	-0.0522*** (0.00523)	0,54	0,52	-0.200*** (0.0295)	-0.0430*** (0.00637)	0,71	0,76	-0.220*** (0.0296)	-0.0399*** (0.00556)	0,67	0,64
Escolaridade	0.00110 (0.00676)	0.000237 (0.00146)	2,09	2,00	0.0357*** (0.00822)	0.00765*** (0.00178)	2,79	2,92	-0.0148** (0.00718)	-0.00269** (0.00131)	2,00	1,82
Idade	0.000381 (0.00161)	8.21e-05 (0.000348)	1,84	1,76	0.00484** (0.00189)	0.00104** (0.000411)	2,27	2,34	0.00217 (0.00165)	0.000393 (0.000299)	1,63	1,55
Branco	0.0426 (0.0523)	0.00918 (0.0112)	2,12	2,00	0.0948 (0.0684)	0.0203 (0.0146)	3,21	3,41	0.0281 (0.0533)	0.00510 (0.00963)	1,86	1,74
Renda	-0.0186 (0.0336)	-0.00401 (0.00724)	2,75	2,58	-0.0537 (0.0382)	-0.0115 (0.00821)	3,13	3,28	-0.119*** (0.0286)	-0.0216*** (0.00512)	1,69	1,55
Tentativa	0.632*** (0.103)	0.136*** (0.0220)	2,18	1,86	0.592*** (0.0990)	0.127*** (0.0208)	1,39	1,34	0.634*** (0.0818)	0.115*** (0.0147)	1,43	1,17
Roubo	0.342*** (0.0844)	0.0736*** (0.0178)	1,34	1,07	0.365*** (0.0977)	0.0783*** (0.0211)	1,21	1,04	0.121 (0.0927)	0.0219 (0.0168)	1,62	1,21
Furto	0.313*** (0.0981)	0.0675*** (0.0211)	1,44	1,34	0.283** (0.130)	0.0608** (0.0276)	1,97	2,07	0.496*** (0.0788)	0.0900*** (0.0142)	0,95	0,88
Metropolitana	0.980*** (0.0894)	0.211*** (0.0174)	5,21	5,84	1.134*** (0.121)	0.243*** (0.0233)	9,73	9,95	0.530*** (0.0650)	0.0962*** (0.0119)	2,21	2,46
Rural	-0.491*** (0.181)	-0.105*** (0.0364)	10,24	13,60	-0.359** (0.139)	-0.0794** (0.0309)	7,45	9,90	-0.324** (0.135)	-0.0562** (0.0219)	4,86	6,31
Constante	-0.672*** (0.176)		2,84	2,70	-0.177 (0.234)		4,51	4,75	-0.598*** (0.157)		1,93	1,81

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD (2009).

Nota¹: Expandido para a população.

Nota²: Desvio Padrão em Parênteses *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando as vulnerabilidades físicas, socioeconômicas, geográficas e o efeito da vitimização, quais dessas variáveis são determinantes para explicar o medo do crime no Ceará? Há indícios suficientes para se acreditar que a resposta para tal indagação tornou-se de extrema importância dentro do meio acadêmico e político, uma vez que, o temor a criminalidade acarreta um impacto negativo no bem-estar social. Diante disto, este artigo teve como principal objetivo investigar de forma teórica e empírica quais os determinantes do medo do crime no estado do Ceará em 2009.

Desta forma, buscou-se complementar as pesquisas de Rodrigues e Oliveira (2012), Da Silva e Beato Filho (2013), assim como, as realizadas por Plassa e Cunha (2016). Tais pesquisas buscaram analisar, sobretudo, o perfil dos grupos que exibiram maiores indicadores de medo, considerando para tanto, determinadas características sociodemográficas e espaciais.

Constata-se que a probabilidade de os grupos se sentirem mais temerosos quanto a criminalidade está fortemente associada ao fato do indivíduo ser mulher, residir em áreas metropolitanas, zonas urbanas e já ter sido vitimado.

No referente ao nível educacional, observe-se que indivíduos com maior escolaridade, em linhas gerais, tornam-se atrativos aos criminosos na cidade. Entretanto estes apresentam menores probabilidades de insegurança domiciliar dado que o maior nível educacional geralmente está associado a maior nível de renda, possibilitando investir em mecanismos de segurança domiciliar.

Dentre as dimensões analisadas podemos concluir que o efeito marginal da vitimização e o fato de residir em áreas metropolitanas tem impacto significativo sobre o medo do crime. Nos três tipos de crimes abordados nesse trabalho, ressalta-se a maior ênfase para a tentativa de roubo/furto que foi superior tanto no domicílio, quanto no bairro e município. No domicílio a maior probabilidade dos indivíduos se sentirem temerosos é referente a tentativa de roubo ou/e furto, isto porque, a incidência de ocorrência desse tipo de delito é frequente.

REFERÊNCIAS

- Balkin, Steven (1979) ‘Victimization rates, safety and fear of crime’. *Social Problems* 26 (February): 343-358.
- Baumer, Terry (1978), “Research on the Fear of Crime in the United States”, *Victimology*, 3: 254-264.
- Borges, Doriam (2013). “Vitimização e Sentimento de Insegurança no Brasil em 2010: Teoria, análise e contexto”. *Revista Mediações* (UEL), v. 18, p. 141-163.
- Borges, Doriam (2011). “*O medo do crime na cidade do Rio de Janeiro: uma análise sob a perspectiva das crenças de perigo*”. Curitiba: APPRIS.
- Braungart, Margaret, William Hoyer e Richard Braungart (1979). “Fear of crime and the elderly”. In *Police and the Elderly*, Edited by: Goldstein, A. P., Hoyer, W. J. and Monti, P. J. New York: Pergamon Press.
- Beato Filho, Claudio Chaves (2010). Crime e cidades. UFMG. Tese apresentada ao concurso de Professor Titular do Departamento de Sociologia e Antropologia. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG. Mimeografado.
- Beato Filho, Cláudio, Mônica Viegas e Betânia Peixoto, (2004). “Crime, oportunidade e vitimização”. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 19(55), 73–89.
- Ciriaco, Juliane da Silva, Otoniel Rodrigues dos Anjos Junior e Ivan Targino Moreira, (2016). “Casa, comida, roupa lavada e amor de mãe: uma análise dos determinantes da geração canguru no brasil”, in Wellington Ribeiro Justo, Denis Fernandes Alves e Susiane da Silva Bezerra. (orgs.). *Conjuntura econômica e crise política: barreiras para o desenvolvimento macroeconômico do país*. Crato, Brasil, pp. 70-86.
- Cohen, Lawrence, James Kluegel, e Kenneth Land (1981). “Social Inequality and Predatory Criminal Victimization: An Exposition and Test of a Formal Theory”. *American Sociological Review* 46:505–24.
- Conklin, John E. (1975). *The impact of crime*. New York: Macmillan.
- Da Silva, Bráulio Figueiredo Alves e Claudio Chaves Beato Filho, (2013). “Ecologia social do medo: avaliando a associação entre contexto de bairro e medo de crime”. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 30, p. S155-S170.
- Farrall, Stephen, Emily Gray e Jonathan Jackson (2007). *Theorising the fear of*

crime: The cultural and social significance of insecurities about crime. *Experience & Expression in the Fear of Crime Working Paper*, n. 5.

FERRARO, Kenneth F. (1995). *Fear of crime: Interpreting victimization risk*. SUNY Press.

Gates, Lauren B. e William M. Rohe (1987). “*Fear and Reactions to Crime A Revised Model*”, *Urban Affairs Quarterly*, 22(3): 425-453.

Garofalo, James (1979). “Victimization and the fear of crime”. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, v. 16, n. 1, p. 80-97.

Gomes, Fábio Augusto R. e Lourenço S. Paz (2004) “The determinant of criminal victimization in São Paulo state”, XXIII Encontro Nacional de Economia. 7 a 10 de dezembro de 2004, João Pessoa, Brasil.

Gottfredson, Michael R. e Michael J. Hindelang (1981). Sociological aspects of criminal victimization. *Annual Review of Sociology*, p. 107-128.

Hale, Chris (1996). “Fear of crime: A review of the literature”. *International review of Victimology*, v. 4, n. 2, p. 79-150.

Hindelang, Michael J., Michael R. Gottfredson e James Garofolo (1978). *Victims of Personal Crime: An Empirical Foundation for a Theory of Personal Victimization*. Cambridge, MA: Ballinger.

Kish, Leslie (1965). *Survey Sampling*. New York: John Wiley and Sons, Inc.

Leite, Phillippe George e Denise Britz Nascimento Silva (2002). “Análise da situação ocupacional de crianças e adolescentes nas regiões Sudeste e Nordeste do Brasil utilizando informações da PNAD 1999”. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v.19, n.2.

Lewis, Dan A. e Greta Salem (1981). “Community crime prevention: An analysis of a developing strategy”. *Crime & Delinquency*, v. 27, n. 3, p. 405-421.

Lima, João Ricardo Ferreira de (2008). “Efeitos da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre a pobreza e desigualdade rural na região Nordeste”, Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, Brasil.

Liska, Allen E., Andrew Sanchirico e Mark D. Reede (1988). “Fear of Crime and Constrained Behaviour: Specifying and Estimating a Reciprocal Effects Model”, *Social Forces*, 66: 827-837.

Mello, David Maciel (2016). Zonas do medo: variações geográficas do sentimento de (in)segurança no suplemento Vitimização e Acesso à Justiça da PNAD de 2009. *Revista brasileira de segurança pública*, São Paulo v. 10, n. 2, 172-191.

Moura, Klebson Humberto de Lucena e Raul Mota Silveira Neto (2013). “Vitimização nos centros urbanos brasileiros: uma abordagem multinível”, XVIII Encontro Regional de Economia, 18 e 19 de julho, Fortaleza, Brasil.

PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) (2010). *Características da vitimização e do Acesso à justiça no Brasil 2009*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, IBGE, Rio de Janeiro.

Plassa, Wander e Marina Silva da Cunha (2016). “Sensação de Insegurança Pública no Brasil: uma análise estrutural das vulnerabilidades e do efeito da vitimização direta”. *Economic Analysis of Law Review*, v. 7, p. 266-290.

Rodrigues, Corinne. Davis e Valéria Cristina de Oliveira (2012). “Medo de Crime, Integração Social e Desordem: uma Análise da Sensação de Insegurança e do Risco Percebido na Capital de Minas Gerais”. *Teoria & Sociedade (UFMG)*, v. 20, p. 156-184.

Silva, Cristiane (2015). “Determinantes da vitimização no Brasil”. *Revista cadernos de economia Chapecó*, v. 19, n. 35, p. 30-46.

Skogan, Wesley G. e Michael G. Maxfield (1981). *Coping with crime: Individual and neighborhood reactions*. Beverly Hills: Sage Publications.

Stafford, Mark C. e Omer R. Galle (1984). Victimization rates, exposure to risk, and fear of crime. *Criminology*, v. 22, n. 2, p. 173-185.

Warr, Mark (1984). Fear of victimization: Why are women and the elderly more afraid? *Social Science Quarterly*, 65, 681–702.

Warr, Mark (1994). “Public perceptions and reactions to violent offending and victimization”. In: REISS JUNIOR., Albert J.; ROTH Jeffrey A. Understanding and preventing violence, consequences and control. Washington: National Research Council, v. 4, p. 1-66.

Waiselfisz, Julio. Jacobo (2011). “Mapa da violência 2011. Os jovens do Brasil”, Instituto Sangari, Ministério da Justiça, São Paulo, Brasil, <<http://www.sangari.com/mapadaviolencia/pdf2011/MapaViolencia2011.pdf>>, 27 de fevereiro de 2018.

EFICIÊNCIA TÉCNICA DAS GESTÕES MUNICIPAIS DE EDUCAÇÃO NO ESTADO DO CEARÁ

Cristiano da Costa da Silva*

Elizabeth Barbosa de Melo Falcão**

Nicolino Trompieri Neto***

Wallace Patrick Santos de Farias Souza****

Luiz Ivan de Melo Castelar*****

Luciana de Oliveira Rodrigues*****

Resumo

Este artigo utiliza uma abordagem em três estágios para mensurar e avaliar a eficiência da gestão municipal de educação básica no Estado do Ceará no período de 2015. Foi utilizado o método DEA-SBM e aplicado uma transformação nos escores de eficiência para controlar os impactos de variáveis não discricionárias. Os resultados denotam uma elevada concentração de municípios relativamente ineficientes e com baixa eficácia, identificando-se um problema de alocação dos recursos existentes. No terceiro estágio, o modelo de misturas finitas identificou a presença de heterogeneidade ao longo da distribuição de eficiência gerencial. Encontrou-se a presença de economias de escala para as caudas da distribuição e assimetria no impacto da rotatividade político-partidária em diferentes escalas de eficiência.

Palavra-Chave: Eficiência, Descentralização, Misturas Finitas, Gestão Municipal.

Código JEL: A10; A21; I21; D61.

*Doutorando em Economia (CAEN-UFC). Fone: (85) 3298-6338. E-mail: cristiano.dacostadasilva@hotmail.com.

**Auditor Fiscal da Receita Estadual(SEFAZ-CE). E-mail: bethfalcao40@outlook.com.

***Doutor em Economia (CAEN-UFC). Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). Prof. Dr. do Curso de Economia (UNIFOR). E-mail: nicolino.trompieri@ipece.ce.gov.br.

****Doutorando em Economia Aplicada (UFRGS). E-mail: wpsfarias@hotmail.com.

*****Prof. Dr. Adjunto do Curso de Economia (CAEN-UFC). E-mail: lume1250@yahoo.com.br.

*****Assessora Técnica(IPECE). Mestre em Economia Rural/UFC. E-mail: lrodrigues_s@hotmail.com.

Abstract

This article uses a approach in three-stages to measure and evaluate the efficiency of municipal management of basic education in the state of Ceará in the period of 2015. We employ a DEA-SBM method and a transformation in order to obtain the efficiency scores, controlling the impacts of variables not discretionary. The results indicate a high concentration of relatively inefficient municipalities with low efficacy, identifying a problem of allocation of existing resources. In the third stage, the finite mix model identified the presence of heterogeneity along the distribution of managerial efficiency. We found the presence of economies of scale for the tails of distribution and asymmetry in the impact of party-political rotation on different scales of efficiency.

Key words: Decentralization, Finite Mixture, Municipal Management.

JEL Code: A10; A21; I21; D61.

1 INTRODUÇÃO

O processo de descentralização da educação fundamental imposto a partir de um conjunto de reformas constitucionais, ocorridas em meados dos anos 1990, e a subsequente criação do Fundef, destinou à esfera municipal o papel central na provisão do ensino básico no Brasil. Em meados dos anos 2000 o governo federal ampliou as fontes de receita destinadas a educação através do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação – FUNDEB. Essas alterações constitucionais afetaram o comportamento da administração pública local visto a mudança na regra de redistribuição dos recursos destinados a educação.

O novo paradigma gerencial abriu espaço para esquemas de incentivos e indução de melhores desempenhos mais flexíveis por parte dos gestores municipais, mas, por outro lado, ampliou as obrigações destes com a população – o governo local passou a ser visto como o principal responsável pela qualidade do ensino básico.

A partir de então a avaliação dos gestores responsáveis pelo sistema de educação na análise regional passou a ser matéria de interesse da literatura econômica. Uma linha de pesquisa que ganhou força foi a avaliação do desempenho dos gestores frente às restrições de recursos que os mesmos enfrentam, através de métodos

que estimam uma fronteira de possibilidades de produção. A abordagem de Análise Envoltória de Dados (DEA) utiliza o conceito de eficiência técnica para avaliar se o processo de tomada de decisão dos gestores em nível regional/escolar é ótimo do ponto de vista matemático.

Dentro da literatura nacional, pode-se dividir a análise em nível estadual, municipal ou escolar, bem como entre avaliação da gestão no ensino fundamental, ensino médio e ensino superior.

Economicamente, o Estado do Ceará é pouco dinamizado do ponto de vista nacional, o que implica simultaneamente numa baixa quantidade de recursos disponíveis para a agenda pública de educação e uma alta demanda por educação, tornando o papel da gestão ainda mais importante.

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo principal a avaliação da qualidade das gestões municipais de educação fundamental no estado do Ceará, a qual será definida como a capacidade dos municípios obterem o máximo produto (desempenho escolar) condicionado a quantidade de insumos que eles utilizam, considerando características socioeconômicas dos estudantes e o ambiente local em termos demográficos e políticos.

Para condicionar os níveis de eficiência técnica dos municípios à atuação dos gestores municipais, pretende-se utilizar uma abordagem econométrica em três estágios. No primeiro são estimados os escores de eficiência técnica das Unidades de Tomada de Decisão (DMU) condicionais às variáveis discricionárias que estão ao alcance da gestão municipal. Em seguida, no segundo estágio, utiliza-se o método Tobit para isolar o efeito de variáveis não-discricionárias - conjunto de características que não estão sobre o controle direto do gestor e afetam o escore de eficiência inicial - , e então recalcula-se o nível de eficiência de cada município. Por fim, no último estágio , utiliza-se um modelo de misturas finitas para investigar o papel das heterogeneidades locais (características demográficas, recursos e níveis de democracia) sobre os índices de eficiência dos municípios.

A relevância da pesquisa reside no fato de que a educação fundamental é considerada uma das principais questões públicas, existindo, principalmente em estados menos desenvolvidos, a necessidade de uma ampliação da qualidade dos serviços públicos alinhado com uma política de austeridade fiscal. Logo, os gestores municipais possuem a obrigação de ofertar o melhor ensino possível dado à restrição de recursos enfrentada.

Assim, o estudo pretende contribuir à literatura em três dimensões: i) mapeamento da eficiência técnica dos gestores municipais de educação do Ceará, considerando somente os fatores discricionários do ponto de vista gerencial; ii) análise da relação linear entre eficiência técnica e eficácia no desempenho escolar municipal e; iii) investigação dos determinantes da eficiência gerencial.

Através do mapeamento da eficiência gerencial pode-se investigar quais são as regiões do Estado com maior defasagem gerencial, o que tende a auxiliar no balizamento de políticas públicas mais focalizadas. Através da comparação vis à vis da eficiência e eficácia municipal pretende-se determinar se o déficit de desempenho acadêmico municipal é devido à restrição de insumos ou má alocação de recursos. E por fim, ao levar em consideração a possível heterogeneidade de efeitos dos determinantes sobre diferentes níveis observados de eficiência técnica, o terceiro estágio visa contribuir para a discussão de esquemas de incentivos externos que potencialmente devem elevar a eficiência técnica em todos os estratos.

Além desta introdução, o artigo é composto por mais quatro seções. A seguir apresenta-se a revisão de literatura subjacente ao tema, enquanto a terceira seção discute os principais aspectos econométricos, referindo-se também à base de dados utilizada. O quarto capítulo é dedicado à apresentação dos resultados e no capítulo posterior encerra-se o artigo com as considerações finais.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Talvez a principal motivação da descentralização da gestão pública da educação básica em direção aos municípios esteja relacionada a transferência de responsabilidades com respeito à condução das políticas públicas de educação, fazendo com que a população alvo se encontre mais próximo aos tomadores de decisão. Teoricamente, este ambiente proporciona simultaneamente autonomia para a adoção de políticas públicas educacionais aos municípios e um maior nível de fiscalização por parte do grupo de interesse, gerando, assim, uma gestão mais eficiente/eficaz.

No sentido de tentar observar a ocorrência do fato supracitado, uma série de estudos tem sido realizados para estimar a eficiência na gestão educacional a nível municipal/escolar utilizando técnicas não paramétricas (DEA).

Analisando a eficiência dos municípios brasileiros na educação pública,

Schettini (2014), utilizando-se do método DEA, encontrou evidências de que fatores externos a escola, como taxa de analfabetismo, altas taxas de mortalidade infantil, desemprego e desigualdade de renda influenciam de maneira negativa a eficiência da educação básica nos municípios. Em relação a gestão escolar, os resultados encontrados pelo autor, indicam que a existência de plano municipal de educação está relacionado com melhores resultados na eficiência da educação básica ofertada pelos municípios.

Silva e Almeida (2012) utilizaram a abordagem DEA para analisar a eficiência dos municípios situados no Rio Grande do Norte na utilização dos recursos advindos do FUNDEF, evidenciando baixo nível de eficiência das gestões municipais.

Referente ao Estado do Ceará, Trompieri *et. al* (2014) utilizaram dados desagregados a nível de escolas estaduais para investigar a eficiência técnica na utilização de gastos discricionários em educação¹, bem como avaliar a existência de dependência espacial nos escores de eficiência², através de métodos georreferenciados. O estudo observou uma grande oscilação entre os níveis de eficiência das escolas, variando de 0.33 até 1. A análise georreferencial evidenciou a presença moderada de autocorrelação espacial positiva entre os escores de eficiência.

Outros estudos que se destacam são Scarpin *et. al* (2012) para o estado de Santa Catarina, Wilbert e D'Abreu (2013) para Alagoas e Savian e Bezerra (2013). para o estado do Paraná, cujos avaliaram a eficiência técnica da gestão municipal da educação fundamental. Consensualmente, os estudos encontraram alto grau de variabilidade nos escores de eficiência, e alto nível de ineficiência técnica nas gestões.

Oliveira *et. al* (2017), analisando a eficiência das escolas públicas de Goiás, encontraram evidências de que escolas militares e mais especializadas tendem a ter desempenho superior as demais escolas públicas, enquanto que as escolas com ensino em tempo integral, e com maior média de horas, apresentaram uma tendência a serem mais ineficientes. Os autores ressaltam que a mera disponibilização de um corpo docente com nível educacional elevado e uma boa infraestrutura, sem

1 Exclusive salário de professores e diretores.

2 Dependência espacial nesse caso implicaria que escolas eficientes induzem escolas vizinhas a serem mais eficientes também.

projetos pedagógicos adequados não seria capaz de promover resultados satisfatórios do ponto de vista da eficiência.

Por fim, utilizando a mesma estrutura metodológica abordada na presente dissertação, Gonçalves e França (2013) utilizaram um modelo de estimação em três estágios para avaliar a eficiência da gestão municipal de educação básica a nível nacional a partir dos dados da Prova Brasil. A estratégia empírica de utilizar três estágios para controlar efeitos não discricionários, capacidade orçamentária e nível de democracia municipal foi a principal contribuição da pesquisa para o estado da arte a nível nacional.

A comparação dos resultados do segundo estágio de estimação com os observados pelo IDEB alinhou-se com as conclusões anteriores da literatura, não existindo uma relação linear direta entre eficiência na utilização dos recursos e eficácia em termos de desempenho (a exceção de Aracaju e Belém que apresentaram baixos níveis de eficiência dos gestores e baixa eficácia segundo os resultados do IDEB). Adicionalmente, a partir do terceiro estágio, confirmou-se a hipótese de que o aumento da competitividade eleitoral no executivo tem um efeito positivo sobre a eficiência para todos os extratos de eficiência educacional.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de Dados

A base de dados necessária para a execução da estratégia empírica foi construída a partir do Censo Escolar, da Prova Brasil, do Boletim de Finanças Brasil (FINBRA), do Tribunal Superior Eleitoral (TSE), do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Todas as informações utilizadas referem-se ao ano de 2015³.

O Censo Escolar da Educação Básica se constitui como a principal ferramenta para avaliação de políticas públicas educacionais no contexto nacional. Anualmente a pesquisa realiza um amplo levantamento relativo às características das escolas (infraestrutura, equipamentos disponíveis, porte, matrículas, etc.), do corpo docente, das turmas e dos alunos de todas as etapas e modalidades de ensino da educação básica (BRASIL, 2016). A base de dados discrimina também a escola

³ A única exceção se refere ao PIB municipal, onde utilizou-se os dados referentes ao período de 2014, tendo em vista a não disponibilidade de informações para 2015 até o momento de execução da estratégia empírica do artigo.

segundo a esfera administrativa sobre a qual ela é designada (federal, estadual, municipal e privada) e o grau de ensino.

A Prova Brasil, por sua vez, realiza o monitoramento do desempenho escolar do 5º e 9º ano nas escolas da rede pública de ensino para as que possuem vinte alunos ou mais matriculados nas séries/anos avaliados. As escalas de proficiência são construídas a partir dos parâmetros calculados com base na Teoria de Resposta ao Item (TRI). O TRI se trata de um conjunto de modelos estatísticos que permitem relacionar a probabilidade do aluno acertar um determinado item em função da proficiência latente do indivíduo, mensurado indiretamente através de instrumentos estatísticos de medida, e os parâmetros que representam algumas propriedades do item.

Andrade *et. al*(2000) destacam que a TRI permite a comparação entre indivíduos da mesma população os quais realizaram provas completamente dessemelhantes. Dessa forma, a grande vantagem da estimação das escalas de proficiência via TRI é a permissão da comparabilidade dos resultados entre anos diferentes.

Os *outputs* incorporados no método DEA serão o índice de proficiência médio nas avaliações de Língua Portuguesa e Matemática, a taxa de aprovação média e o número de matrículas efetivadas no 5º e 9º ano. As variáveis foram coletadas a nível de discentes e escolas e devidamente agregadas em termos municipais.

O número de matrículas é utilizado como produto para captar a presença de economias de escala⁴. Já a taxa de aprovação é tomada como produto pelo fato de ser um dos principais condicionantes a frequência escolar (Leon e Menezes-Filho, 2003), na medida em que o avanço da taxa de reprovação eleva a probabilidade de evasão escolar..

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas dos produtos e das variáveis que são tomadas como discricionárias do ponto de vista gerencial. As variáveis que constituem o vetor de insumos utilizados referem-se à proporção de docentes com ensino superior completo no ensino básico, escala de experiência dos docentes⁵, razão entre o número de estudantes e número médio de salas de aula, PIB *per*

4 Os serviços educacionais possuem custos fixos elevados e à medida que o número de matrículas se eleva os custos unitários decrescem, tendo em vista o baixo nível de custos operacionais relacionados à atividade escolar (Sousa e Ramos, 1999)

5 A escala de experiência é construída a partir dos seguintes valores: 0 se $anos_trabalho \leq 1$; 1 se $1 < anos_trabalho \leq 2$; 2 se $3 \leq anos_trabalho \leq 5$; 3 se $6 \leq anos_trabalho \leq 10$; 4 se $anos_trabalho > 10$.

capita municipal e os índices de infraestrutura e de equipamentos⁶.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas dos Insumos e Produtos

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Escolaridade_Professor	0.938	0.095	0.580	1
Infraestrutura	0.793	0.429	-0.753	1.830
Multimídia	0.634	0.235	-0.732	1.027
Salas de Estudo	8.437	2.263	3.518	17.174
Experiência_Professor	2.297	0.707	0.009	3.992
PIB per capita	8398.1	5126.1	4313.02	49426.5
Proficiência_Português	230.72	15.04	195.85	284.60
Proficiência_Matemática	237.65	18.24	208.12	309.48
Matrículas	628.58	365.4	117	2443
Taxa de Aprovação	0.717	0.175	0.086	0.986

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para a consolidação do segundo estágio da estratégia empírica foram empregadas as variáveis que são consideradas exógenas, do ponto de vista gerencial, ao processo de otimização da função de produção educacional. O conjunto de fatores não discricionários é composto pela proporção de alunos que se autodeclaram brancos, proporção de alunos do sexo masculino, proporção de alunos que residem com a mãe, proporção de alunos os quais a mãe possui ensino superior; e os índices de incentivo escolar⁷ e capital econômico médio familiar⁸.

6 Os índices de infraestrutura e de equipamentos foram construídos através da análise dos componentes principais, a qual transforma um conjunto de características multidimensionais em um fator de dimensão unitária. Os vetores de características que compõem o índice de infraestrutura são a existência de: abastecimento de água, energia elétrica e coleta de lixo periódica pela rede pública à escola; sala de professores; sala de diretor; laboratório de informática; laboratório de ciência; cozinha e biblioteca. Já o conjunto de características utilizados na construção do índice de equipamentos são a existência de: equipamento de televisão; equipamento de DVD; retroprojetor; impressora; sala multimídia e de computadores.

7 O índice foi construído com base nas seguintes variáveis binárias: se os pais do aluno o incentivam a estudar; se os pais do aluno o incentivam a fazer o dever de casa; se os pais do aluno o incentivam a ler; se os pais do aluno o incentivam a não faltar às aulas; e se os pais do aluno conversam sobre o que acontece na escola.

8 A variável foi construída através da análise dos componentes principais. As variáveis utilizadas nesse índice foram: número de aparelhos de televisão (0, 1, 2 ou mais); o número de geladeiras (0, 1, 2 ou mais); o número de carros (0, 1, 2, 3 ou mais); se há computador; o número de dormitórios (0, 1, 2, 3 ou mais); o número de empregada(s) doméstica(s) pelo menos cinco dias por semana (0, 1, 2, 3 ou mais).

Tabela 2: Estatísticas Descritivas das Variáveis Não-Discrecionárias

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Branco	0.197	0.164	0.0107	0.895
Homem	0.517	0.221	0.033	0.959
Presenca_Mãe	0.884	0.130	0.327	0.995
Mãe_Educação	0.036	0.187	0	1
Incentivos	4.375	0.521	1.725	4.964
Capital Econômico	-0.051	0.438	-1.136	2.005

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 apresenta o sumário estatístico das variáveis não-discrecionárias. Os indicadores de raça/cor e gênero foram inseridos no intuito de efetivamente controlar a heterogeneidade no desempenho escolar. Hasenbalg e Chagas (1990) evidenciam a presença de discriminação racial no processo de ensino a nível nacional, na medida em que identificam desvantagens que afetam diretamente o nível de progressão escolar de crianças não brancas (Hasenbalg e Chagas, 1990). Analogamente, Carvalho (2003) observa que os homens possuem maior índice de defasagem escolar, indicando que alunos do sexo feminino possuem melhor desempenho escolar na média.

Por fim, a Tabela 3 apresenta os determinantes da eficiência gerencial municipal. Neste estágio foram utilizados como métricas de características democráticas do município, a taxa de reeleição⁹ e o índice de competição eleitoral¹⁰. As variáveis eleitorais buscam capturar a relação entre o ambiente democrático municipal e a eficiência gerencial da educação. Já a questão demográfica é controlada pela inserção da variável tamanho população residente no município, enquanto o Fundeb e a Cota Parte do ICMS, ambas em termos per capita, representam esquemas de transferências a nível federal e estadual, respectivamente, que estão diretamente relacionadas à educação.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas dos Determinantes da Eficiência Gerencial

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Fundef	604.279	111.6388	216.1036	1019.411
Cota_Parte	246.5419	169.0062	56.89936	904.5037
POP	49582.3	204031.5	3812	2571896
Reeleição	1.450617	1.009597	0	4
Comp_pref	2.722222	1.099124	2	10

Fonte: Elaboradao pelos autores.

9 Taxa de reeleição: número de vezes em que um dado partido foi reeleito entre as eleições majoritárias para prefeito de 1996 até 2012.

10 Número de partidos que concorreram nas eleições majoritárias para prefeito em 2012.

3.2 Estratégia Econométrica

3.2.1 Estágio um – DEA-SBM

A metodologia DEA consiste em um método não paramétrico que busca construir as fronteiras de eficiência produtiva por meio de programação linear. Segundo a literatura, as principais vantagens de empregar a metodologia DEA é a não necessidade de especificação das relações funcionais entre os insumos e produtos, bem como a possibilidade de incorporar um conjunto de produtos e insumos na análise.

O conceito de eficiência empregado no método pode possuir orientação ao insumo – refere-se a minimização do uso de insumos condicionado a um nível dado de produto –, ou orientação ao produto – refere-se ao máximo produto que pode ser conquistado condicionado a um nível dado de insumo. Visto que, por lei, existe um piso que se deve ser empregado no fim educação, nesse artigo se utilizará o método DEA orientado ao produto.

Existem diversas variantes do modelo DEA, que incorporam na análise a presença de retornos constantes de escala (DEA-CCR), retornos variantes de escala (DEA-VRS), entre outros. Utiliza-se no presente artigo a metodologia DEA-SBM (Slacks Based Measure) apresentada em Tone (2001).

Em relação aos demais, a DEA-SBM possui algumas vantagens como a transposição das dificuldades na mensuração da eficiência das DMU's gerada pelo formato linear da fronteira não paramétrica – a eficiência calculada no método considera a presença de “folgas” na função objetivo – e a capacidade mensurar o grau de ineficiência presente nos insumos e produtos (Gonçalves e França, 2013; Costa et. al, 2014).

No modelo DEA a ser empregado no presente artigo, os n municípios do Estado do Ceará serão consideradas como Unidades de Tomada de Decisão (DMU), responsáveis por transformar um vetor de m insumos, tal que $X_{ij} = (x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{im}) \in \mathfrak{R}^M_+$, em j produtos, onde $Y_{is} = (y_{i1} \ y_{i2} \ \dots \ y_{is}) \in \mathfrak{R}^S_+$ através de um Função de Produção Educacional (FPE). Por pressuposto, assume-se que a tecnologia utilizada é homogênea, sendo representada no conjunto de possibilidades de produção T :

$$T = \{(x, y) | x \geq X\lambda, y \leq Y\lambda, \lambda \geq 0\}; T \subset \mathfrak{R}^{M+S} \quad (1)$$

Que representa todas as combinações possíveis de insumos e produtos. O índice de eficiência θ varia em um intervalo entre 0 e 1 e a DMU será considerada eficiente quando o índice possuir o valor 1.

3.2.2 Estágio dois – Metodologia Tobit para controle de variáveis não discricionárias

O segundo estágio da estratégia empírica objetiva corrigir possíveis vieses dos coeficientes de eficiência obtidos através da DEA-SBM, que podem ser gerados pela influência de variáveis que não estão sob o controle direto dos gestores e que possuem capacidade de influenciar nas estimativas de cada DMU.

Considerando a questão educacional em si, é consenso na literatura que fatores socioeconômicos como o capital humano e monetário familiar, bem como a raça do indivíduo – devido a desigualdades seculares existentes na sociedade como um todo – afetam o desempenho escolar do estudante. Deve-se levar em conta também que essas características não são controladas pelo gestor público municipal, sendo consideradas não discricionárias do ponto de vista técnico. Logo, para a estimativa de eficiência técnica dos municípios não ser enviesada deve-se isolar o efeito das variáveis não discricionárias sobre o índice de eficiência das Unidades de Tomada de Decisão.

Para cumprir esse determinado fim, no segundo estágio será estimado um modelo Tobit, onde a variável dependente será os escores de eficiência das DMU's e as variáveis explicativas serão as variáveis não discricionárias. A partir do termo de erro da regressão, que não é influenciado pelas variáveis não discricionárias, será aplicada uma transformação para mensurar os novos escores de eficiência, explicados unicamente por fatores discricionários.

3.2.3 Estágio três: Modelo de Misturas Finitas

Por fim, no último estágio será implementado o modelo de misturas finitas para investigar o papel das heterogeneidades locais sobre os índices de eficiência dos municípios. Nesse estágio o objetivo será levar em conta a heterogeneidade existente entre grupos – diferentes extratos de eficiência. A partir daí mensurar o efeito do recebimento de recursos externos, das características demográficas e do nível de democracia sobre os escores de eficiência.

O problema de ordem estatístico da existência de misturas finitas foi

abordado inicialmente no trabalho de Feller (1943), que verificou que algumas características aleatórias, podem ser heterogêneas entre grupos, mas homogêneas dentro dos grupos. Logo, o objetivo nesse estágio, é utilizar o teste estatístico de misturas finitas para definir a existência ou não de diferentes grupos dentro dos escores de eficiência municipais e diante dessa informação quantificar o grau de influência de variáveis como os recursos oriundos do Fundeb, o tamanho da população e as características democráticas sobre os escores de eficiência de cada grupo.

Em decorrência da heterogeneidade as variáveis têm uma distribuição de probabilidade que difere entre os grupos, embora se pressuponha que todas derivem de uma mesma distribuição paramétrica. Um modelo de misturas finitas que segue uma distribuição qualquer pode ser representado da seguinte forma:

$$f(y_i|\theta_p, \xi_p) = \sum_{p=1}^S \xi_p f_p(y_i|\theta_p), \quad 0 < \xi_p < 1, \quad \sum_{p=1}^S \xi_p = 1 \quad (2)$$

em que $f_p(y_i|\theta_p)$, $p = 1, 2, \dots, S$ é a s -ésima densidade e ξ_p a probabilidade da s -ésima densidade.

O regressando será o erro obtido por meio da equação do segundo estágio, doravante $\hat{\delta}_i$, e os regressores são as seguintes variáveis: o montante de recursos do Fundeb repassado aos municípios (*fundeb_i*); a cota parte que representa as transferências realizadas pelo Estado para os municípios, sendo o montante desta determinada em $\frac{3}{4}$ pelo índice de qualidade educacional (*cota_parte_i*); o número de vezes em que o mesmo partido foi reeleito nas eleições ocorridas dentre 1996-2012 no município i (*reeleição_i*); o número de partidos que disputaram a corrida eleitoral em 2012, para representar a competição eleitoral (*competição_i*) e a população do município (*população_i*):

$$\hat{\delta}_i = \rho_1 + \rho_2 fundeb_i + \rho_3 cota_parte_i + \rho_4 reeleição_i + \rho_5 competição_i + \rho_6 população_i \quad (3)$$

Para determinar o número de componentes foi utilizado o teste de razão de verossimilhança modificado (LR) proposto por Chen e Kalbfleisch (2005). Para tanto, defina o conjunto: $\mathcal{M}_k = \{G: G \text{ tem } k \text{ distribuições}\}$, em que G é a função de distribuição acumulada. Sendo X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória da densidade, a função de log verossimilhança é dada por $l_n(\sigma, G) = \sum_{i=1}^n \log f(X_i; \sigma, G)$. No entanto, devido a não-regularidade dos modelos de mistura finita, a estatística

do teste não tem uma distribuição qui-quadrado padrão.

Para restaurar a regularidade deste modelo considera-se a seguinte função de penalidade $pl_n(\sigma, G) = l_n + C \log\{4\pi(1 - \pi)\}$, em que C é uma constante positiva e π é um valor definido no intervalo $(0,1)$ que depende do número de densidades a serem estimadas. Assumindo que $\hat{\sigma}_1$ e \hat{G}_1 maximizam $pl_n(\sigma, G)$ para $G \in \mathcal{M}_1$ e $\hat{\sigma}_2$ e \hat{G}_2 maximizam $pl_n(\sigma, G)$ para $G \in \mathcal{M}_2$ o teste de razão de verossimilhança modificado segue abaixo:

$$R_n = 2\{l_n(\hat{\sigma}_2, \hat{G}_2) - l_n(\hat{\sigma}_1, \hat{G}_1)\} \quad (4)$$

Finalmente será empregado um teste de diferenças de médias para verificar se há a presença de heterogeneidade não observada na amostra, o que ratificaria o uso do modelo de misturas finitas. Isto é necessário uma vez que a distribuição condicional da variável é uma mistura de duas ou mais componentes com médias e variâncias diferentes, o que permite que os parâmetros estimados sejam diferentes entre as componentes.

4 RESULTADOS

Devido a presença de dados faltantes no questionário das escolas e na proficiência média dos alunos, a análise da eficiência gerencial englobou 166 municípios do Estado do Ceará, representando cerca de 87% do contingente municipal do Estado. Para estimar a eficiência do sistema municipal de educação do Estado do Ceará inicialmente adotou-se o modelo DEA-SBM, cujo permite a adoção de folgas nos vetores de insumos e produtos.

Para ajustar o escore estimado à presença de um conjunto de fatores que afetam o nível de eficiência, mas que estão fora do controle da gestão municipal, estimou-se em um segundo estágio um modelo Tobit, condicionando o nível de eficiência obtido no estágio inicial a um vetor de variáveis ambientais. Para recuperar os escores de eficiência ajustados é empregado o método de correção de erros de Greene, o qual aplica uma transformação sobre o termo de erro da equação de segundo estágio, obtendo assim os níveis de eficiência das gestões municipais descontados da presença de variáveis não discricionárias.

No intuito de quantificar o efeito das variáveis ambientais sobre a eficiência gerencial estimada no primeiro estágio utilizou-se os indicadores de raça, sexo, capital econômico familiar e influência dos pais como regressores no modelo Tobit.

Os resultados da regressão encontram-se dispostos abaixo:

Os coeficientes estimados indicam que o gênero e o incentivo periódico dos pais ao desenvolvimento das atividades curriculares exercem efeito positivo sobre o aumento de eficiência dos municípios. Quanto à primeira relação, o resultado é relacionado ao fato de que alunos do sexo feminino possuem em média um desempenho acadêmico superior aos do sexo masculino.

As demais variáveis apresentaram o sinal esperado, porém não apresentaram significância estatística. Ressalta-se que a predominância do efeito dos incentivos sobre a proxy de capital econômico médio da família indica que além da estrutura familiar o grau de envolvimento dos pais na educação dos filhos exerce uma importante influência sobre o desempenho acadêmico dos alunos.

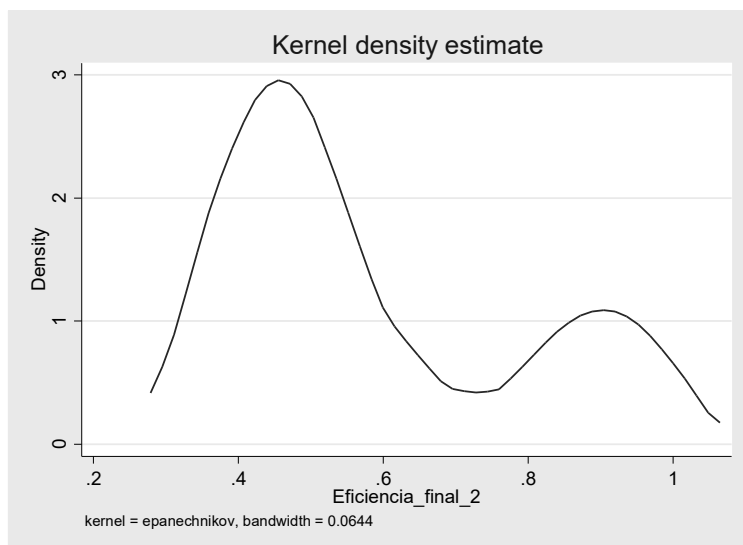
Tabela 4: Eficiência Gerencial e Fatores Não Discricionários

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	p-valor
Capital Econômico	0,008	0,048	0,86
Branco	0,014	0,132	0,918
Homem	-0,192*	0,098	0,049
Presença Mãe	0,130	0,165	0,433
Educação Mãe	0,256	0,176	0,147
Incentivos	0,076*	0,043	0,078
Constante	-0,044	0,241	0,855
Observações	166		
Sigma	0,199*	0,0180	0,000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: O símbolo * denota significância estatística a 5%.

Após descontar a influência dos fatores não discricionários, na Figura 1 apresenta-se a função densidade de probabilidade da eficiência gerencial dos municípios cearenses. Observa-se que a função distribuição de probabilidade apresentou um coeficiente de assimetria positivo (0,856), com alta concentração de escores em valores mais baixos. O coeficiente de curtose (2,190) indicou que a distribuição apresenta caudas mais pesadas que a distribuição normal, denotando uma alta variabilidade dos coeficientes de eficiência gerencial dos municípios cearenses.

Figura 1: Distribuição de densidade da eficiência gerencial municipal

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 5 apresenta as estatísticas descritivas dos escores de eficiência decompostas de acordo com as mesorregiões do Estado do Ceará. Observa-se que Região Sul Cearense apresentou a distribuição de eficiência gerencial mais homogênea, sendo os municípios da região caracterizados por baixo nível de eficiência. As demais regiões apresentaram uma forte heterogeneidade no padrão de distribuição dos escores, destaca-se que as regiões Noroeste Cearense e Sertões Cearenses foram as únicas que, na média, apresentaram coeficientes superiores a 0,60.

Tabela 5: Eficiência Gerencial segundo as regiões

Mesorregiões	N	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Noroeste Cearense	43	0,635	0,199	0,350	0,952
Norte Cearense	30	0,550	0,193	0,373	0,965
RMF	9	0,547	0,148	0,426	0,906
Sertões Cearenses	27	0,612	0,215	0,381	1,000
Jaguaribe	21	0,547	0,213	0,362	0,953
Centro-Sul Cearense	11	0,464	0,066	0,371	0,622
Sul Cearense	25	0,572	0,214	0,343	0,978
Total	166	0,580	0,199	0,343	1,000

Fonte: Elaborado pelos autores.

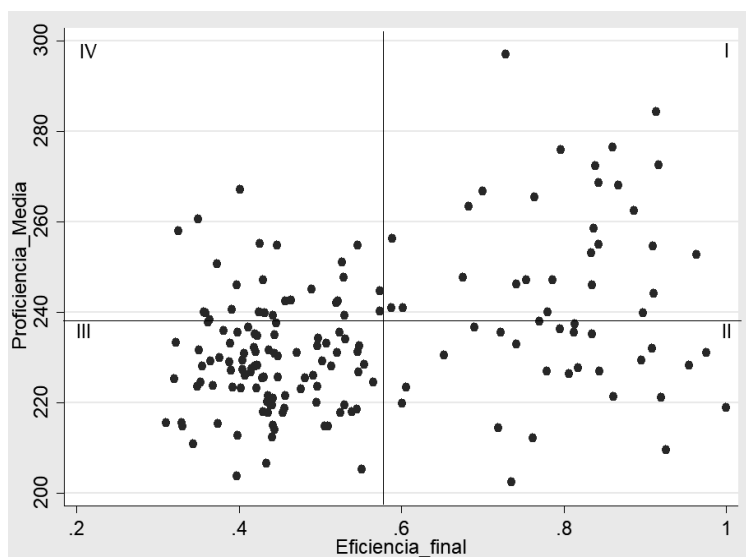
A Figura 2 compara a eficiência e o desempenho acadêmico mensurado pela

proficiência média dos alunos no 5º e 9º ano do ensino fundamental. Os quadrantes foram particionados com base nos índices médios de eficiência e de proficiência ponderados. Observa-se que o Quadrante I contém 30 municípios (18% das observações amostrais), os quais estão acima do desempenho médio escolar (238,83) e acima do nível médio de eficiência técnica (0,58) descontada da influência de variáveis não discricionárias. Estes municípios caracterizam-se por otimizar o nível de produto dado uma quantidade limitada de insumos e por possuir nível de desempenho acadêmico acima da média.

Em outro extremo, o Quadrante III engloba os municípios, os quais condicional a quantidade de insumos disponíveis, podem oferecer um nível mais elevado de produto (ineficiência) e simultaneamente possuem proficiência abaixo da média estadual (ineficazes). Destaca-se que neste Quadrante encontra-se a maior densidade de observações, incluindo 87 municípios (52,4% da amostra).

Por fim os Quadrantes II (baixa eficácia e alta eficiência) e IV (alta eficácia e baixa eficiência) apresentam a menor concentração de municípios, incorporando 26 e 30 municípios, respectivamente. Assim, o plano de dispersão indica a massiva presença de municípios que encontram-se abaixo da fronteira de produção educacional, entregando um nível de produto aquém do factível dado a restrição de insumos enfrentada.

Figura 2: Matriz de Eficiência-Eficácia Escolar



Fonte: Elaborado pelos autores.

4.1 Determinantes da Eficiência Técnica

A Tabela 6 apresenta os efeitos das variáveis políticas e municipais sobre os níveis de eficiência técnica das escolas (média por município) estimada pelo modelo de Misturas Finitas, dada à heterogeneidade observada entre os diferentes municípios. O teste de razão de verossimilhança modificado (LR) apontou a existência de três componentes distintos para os municípios cearenses.

Tabela 6: Estimação do Modelo de Misturas Finitas

Variáveis	Variável Dependente: Eficiência		
	Componente 1	Componente 2	Componente 3
Fundeb	0,00001* (0,00000)	-0,00000 (0,00000)	-0,00005* (0,00000)
Cota parte	-0,00004* (0,00001)	0,00000 (0,00001)	0,00000 (0,00000)
Reeleição	-0,0368* (0,0193)	-0,02937* (0,0151)	0,0934* (0,0170)
Competição	-0,0031 (0,0187)	-0,0144 (0,0206)	-0,0177* (0,0102)
População	3,47e-07* (0,0000)	4,97e08 (0,0000)	1,23e-06* (0,0000)
Constante	-4,5513* (0,1710)	-4,7714* (0,2555)	-8,8992* (0,7806)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: O símbolo * denota significância estatística a 5%.

Os municípios foram agrupados nas componentes de acordo com os níveis de eficiência constituindo uma relação crescente (do menos eficiente para o mais eficiente) e aplicou-se um teste de diferenças de médias a fim mostrar a presença de heterogeneidade entre as variáveis. Foram utilizadas na estimação as variáveis políticas (competição para o executivo, e rotatividade partidária), populacionais (tamanho da população), o volume de recursos (Fundeb) e as transferências realizadas pelo Estado para os municípios, sendo o montante desta determinada em $\frac{3}{4}$ pelo índice de qualidade educacional (Cota_parte).

A primeira componente, que agrupa os municípios com um menor *score*

de eficiência, apresenta um coeficiente positivo para os recursos do Fundeb e um valor negativo para as transferências estaduais, significativos a 1%, porém em magnitudes muito pequenas. Isso pode ser explicado pelo fato dos recursos do Fundeb serem já previamente destinados para alocações específicas enquanto que as transferências estaduais podem estar sendo mal alocadas, fazendo com que o gasto não se traduza em aumento de eficiência. Para a segunda componente tais variáveis (Fundeb e Cota_parte) não se mostraram estatisticamente significativas, enquanto que para a terceira componente que engloba os municípios com maior nível de eficiência, apenas os recursos do Fundeb tem um coeficiente significativo. No entanto, diferente dos municípios menos eficientes, o efeito dessa variável para os municípios mais eficientes é negativo, o que indica que uma maior eficiência em geral está relacionada com melhores práticas de gestão, o que, por sua vez, necessita de maior flexibilidade para alocação de recursos. O resultado está de acordo com uma das razões para que uma gestão descentralizada seja melhor que a centralizada, tal como em Galiani, Gertler e Schargrotsky (2008).

É importante destacar que as políticas educacionais são decididas no âmbito do executivo, e a eficiência da gestão educacional municipal é uma das consequências do processo de descentralização (OATES, 1972). Observa-se então que a variável de reeleição apresenta um coeficiente negativo para os municípios com menor eficiência e positivo para os com maior nível de eficiência, dando indícios que é importante a continuidade do trabalho para aqueles municípios que já alcançaram um grau elevado de eficiência enquanto que os menos eficientes são prejudicados pela falta de mudança no executivo. Por outro lado, a competição eleitoral foi significativa apenas para os municípios mais eficientes e o impacto negativo reforça a argumentação da reeleição, dado que quanto maior a competição maior a probabilidade de um candidato não se reeleger, prejudicando uma política de ganhos de eficiência de longo prazo.

Por fim, a economia de escala mensurada pelo tamanho da população mostra um impacto positivo e significativo sobre a eficiência municipal tanto a primeira como para a terceira componente, não sendo significativo para a segunda. Portanto, as economias de escala beneficiariam os níveis de eficiência daqueles grupos de municípios que estão nas caudas da distribuição.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo se propôs a investigar a eficiência dos municípios cearenses na gestão do ensino básico e quais os seus principais determinantes. Para cumprir o determinado fim, inicialmente utilizou-se dois estágios no processo de mensuração dos coeficientes de eficiência técnica gerencial. No primeiro estágio estimou-se a eficiência através da técnica não paramétrica DEA-SBM, em seguida o modelo Tobit foi utilizado no intuito de controlar a influência exercida por variáveis não discricionárias sobre os níveis de eficiência gerencial. Por fim, para identificar o efeito dos determinantes sobre os diversos níveis de eficiência gerencial, aplicou-se o modelo de misturas finitas. A técnica permite decompor as observações amostrais em subgrupos, permitindo a modelagem de populações heterogêneas.

Com respeito ao segundo estágio, o qual desconta o efeito das variáveis não discricionárias, as estimativas corroboram aos resultados encontrados na literatura, destacando o efeito do envolvimento dos pais sobre o desempenho acadêmico dos filhos e a maior eficácia de discentes do sexo feminino em termos de proficiência educacional.

Os níveis ajustados indicaram forte variabilidade na eficiência gerencial dos municípios cearenses, os coeficientes oscilaram entre 0,34 e 1,0. A forte variância observada através dos dois estágios de estimação indica a presença de diferenças não triviais em termos de produto escolar entre municípios com características próximas.

Em um contexto regional, a região Centro Sul Cearense apresentou baixo nível de eficiência gerencial, indicando a possível existência de autocorrelação espacial com respeito aos índices de eficiência. Trompieri *et. al* (2014) confirmam tal hipótese no tocante às escolas estaduais do Ceará.

A comparação *vis à vis* entre eficiência e eficácia na gestão municipal de educação indica a concentração dos municípios no quadrante referente à baixo nível de eficiência e desempenho acadêmico abaixo da média. Este resultado sinaliza que os resultados insuficientes no processo de desempenho acadêmico provavelmente decorrem da má alocação e não da restrição de recursos.

Por fim, o terceiro estágio estimou o efeito das variáveis político-partidárias, demográficas e de transferências sobre a eficiência gerencial em cada componente

da distribuição de eficiência gerencial. Os resultados atestaram que a menor rotatividade partidária afeta negativamente o índice de eficiência dos municípios menos eficientes (componente 1 e 2), sendo, por outro lado, benéfico para os municípios mais eficientes (componente 3). O impacto negativo da variável competição eleitoral sobre os municípios mais eficientes corrobora ao resultado anterior, indicando que a continuidade amplia os ganhos de eficiência da política educacional bem implantada.

A hipótese de economias de escala foram confirmadas para os municípios nas caudas da distribuição, enquanto os recursos provenientes do Fundeb geraram efeitos assimétricos sobre as componentes estimadas, constituindo um efeito benéfico sobre os municípios menos eficientes e uma influência negativa sobre os eficientes. Já as transferências estaduais realizadas através da Cota Parte do ICMS obtiveram um coeficiente negativo e significantes sobre a componente 1, o que sugere que o aumento do volume de recursos nos municípios ineficientes não é acompanhado de uma elevação proporcional em termos de entrega de produtos educacionais.

Em suma, a elevada concentração de municípios que apresentam simultaneamente ineficiência gerencial e baixa eficácia acadêmica sugere a necessidade de adoção de políticas públicas estaduais orientadas não só para a promoção de recursos, mas principalmente voltadas a elevar o nível de aproveitamento dos insumos já alocados. É interessante pontuar, também, que o desenho de mecanismo das intervenções governamentais deve considerar a não homogeneidade condicional à diferentes níveis de eficiência municipal, evitando, assim, a promulgação de efeitos colaterais sobre diferentes extratos da distribuição.

REFERÊNCIAS

- Brasil (2017). *Censo Escolar da Educação Básica 2016: Notas Estatísticas*. Ministério da Educação e Cultura. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais.
- Carvalho, M.P. (2003). Sucesso e Fracasso Escolar: uma questão de gênero. *Educação e Pesquisa*, 29(1), 185-193.
- Costa, C. K. F., Balbinotto Neto, G., & Sampaio, L. M. B. (2014). Eficiência dos estados brasileiros e do Distrito Federal no sistema público de transplante renal: uma análise usando método DEA (Análise Envoltória de Dados) e índice de Malmquist. *Cadernos de Saúde Pública*, 30(8), 1667-1679.
- da Silva, J. L. M., & Almeida, J. C. L. (2012). Eficiência no gasto público com educação: uma análise dos municípios do Rio Grande do Norte. *Planejamento e Políticas Públicas*, (39).
- FELLER, W. (1943) On a general class of contagious distributions. *Annals of Mathematical Statistics*. 14,389-400.
- Galiani, S.; Gertler, P. & Schargrotsky, E. (2008).: School decentralization: helping the good get better, but leaving the poor behind. *Journal of Public Economics*, Elsevier, 92, 2106-2120.
- Gonçalves, F. de O.; França, M. T. A. (2013). Eficiência na provisão de educação pública municipal: uma análise em três estágios dos municípios brasileiros. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 43(2), 271-299.
- Hasenbalg, C.A; Silva, N.V. (1990). Raça e oportunidades educacionais no Brasil. *Caderno de Pesquisa*, 73, 5-12.
- Leon, F.L.L.; Menezes-Filho, N.A. (2002). Reprovação, Avanço e Evasão Escolar no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 32(3) 417-451.
- OATES, W. E (1972).: *Fiscal federalism*. Harcourt Brace Javanovich, New York..
- Oliveira, G. R.; Lima, A. F. R.; Fonseca Júnior, S. B. & Rosa, T. M. (2017). Avaliação de eficiência das escolas públicas de ensino médio em Goiás: uma análise de dois estágios. *Economia Aplicada*. 21(2),163-181.

Savian, M. P. G., & Bezerra, F. M. (2013). Análise de eficiência dos gastos públicos com educação no ensino fundamental no estado do Paraná. *Economia & Região*, 1(1), 26–47.

Scarpin, J. E., Macêdo, F. F. R. R., Starosky Filho, L., & Júnior, M. M. R. (2012). Análise da eficiência dos recursos públicos direcionados à educação: estudo nos municípios do estado de Santa Catarina. *Gestão Pública: Práticas E Desafios*, 3(6).

Schettini, B. P. (2014). Eficiência técnica dos municípios brasileiros na educação pública: escores robustos e fatores determinantes. *Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*.- Ipea: Brasília.

Sousa, M.C.; Ramos, F. (1999). Eficiência Técnica e Retornos de Escala na Produção de Serviços Públicos Municipais: o Caso do Nordeste e do Sudeste Brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*. 53(4), 433-461.

Tone K.A.(2001) Slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis.

European Journal of Operational Research, 130(3):498–509.

Trompieri Neto, N.; Costa, L.O.; Medeiros, C.B.; Kennedy,F. (2014) Análise da eficiência das escolas estaduais cearenses. *IPECE, Textos para discussão: 108*.

Wilbert, M. D., & D’Abreu, E. C. C. F. (2013). Eficiência dos gastos públicos na educação: análise dos municípios do estado de alagoas. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 6(3), 348–372.

EVIDÊNCIA EMPÍRICA DA DESIGUALDADE SOCIOECONÔMICA EM OBESIDADE NO CEARÁ

Natália Cecília de França*

Guaracyane Lima Campêlo**

Rhemanuérick Silva Queirós***

Resumo

Este trabalho tem como objetivo contribuir para a literatura sobre obesidade no Ceará, sendo esta considerada um problema de saúde pública mundial. O diferencial metodológico está na combinação de duas medidas amplamente utilizadas na literatura de desigualdade e pobreza aplicadas no contexto da obesidade: os Índices Absolutos de Pobreza propostos por Foster, Greer e Thorbecke (1984) e o Índice de Concentração (IC). Isso possibilita uma análise mais aprofundada da condição de saúde da população cearense, dado que além da identificação de quem é ou não obeso, pode-se verificar a intensidade e a severidade da obesidade e identificar se o fenômeno está mais concentrado na parcela mais rica ou mais pobre da população. Além disso, utilizou-se a decomposição do IC de Wagstaff *et al.* (2003), que permite a verificação dos fatores que mais contribuem para a desigualdade socioeconômica nos índices de obesidade avaliados. Os dados foram extraídos da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) para o ano de 2013, considerando a população adulta e desagregada por gênero. Os resultados indicam que todos os índices de obesidade foram relativamente maiores entre as mulheres em comparação aos homens. Os índices de concentração mostram que as pessoas obesas se concentram na parcela mais rica da população em ambos os gêneros, principalmente entre a população masculina. Os resultados da decomposição revelam que a renda relativa desempenhou um impacto positivo nos ICs dos índices de obesidade em ambos os gêneros, com exceção para intensidade e severidade entre as mulheres. Além disso, pessoas mais velhas e aquelas residentes em áreas urbanas tendem a apresentar resultados piores em termos dos índices de obesidade.

Palavra-Chave: Obesidade, Índices FGT, Desigualdade, Índice de Concentração, Decomposição.

*CAEN/UFC. nc.franca@hotmail.com. (85) 99766-4043.

**UFC/Campus de Sobral. cyanelc@gmail.com.

***CAEN/UFC; rhemauerick@hotmail.com.

EMPIRICAL EVIDENCE OF SOCIOECONOMIC INEQUALITY IN OBESITY IN CEARÁ

Abstract

This paper aims to contribute to the literature on obesity in Ceará, which is considered a global public health problem. The methodological differential is the combination of two measures most used in the literature on inequality and poverty applied in the context of obesity: the Absolute Poverty Indexes proposed by Foster, Greer and Thorbecke (1984) and the Concentration Index (CI). This allows for a more in-depth analysis of the health condition of the population of Ceará, since besides identifying who is obese or not, we can verify the intensity and severity of obesity and identify if the phenomenon is more concentrated in the richest or poorest of the population. In addition, the IC decomposition of Wagstaff et al. (2003) was applied, which allows the verification of the factors that contribute the most to the socioeconomic inequality in the obesity indexes evaluated. Data were extracted from the National Health Survey (PNS) for the year 2013, considering the adult population and disaggregated by gender. The results indicate that all obesity rates were relatively higher among women compared to men. Concentration indices show that obese people are concentrated in the richest part of the population in both genders, especially among the male population. The results of the decomposition reveal that the relative income had a positive impact on the CIs of the obesity indices in both genders, except for intensity and severity among the women. In addition, older people and those living in urban areas tend to have worse outcomes in terms of obesity rates.

Key-words: Obesity, FGT Index, Inequality, Concentration Index, Decomposition.

Classificação JEL: D39, I12.

1 INTRODUÇÃO

Uma das preocupações mundiais mais proeminentes sobre a saúde pública é a crescente prevalência de sobrepeso e de obesidade. O aumento das taxas de obesidade em países desenvolvidos e em desenvolvimento tem sido descrito como uma epidemia global. A obesidade está associada a várias doenças, tais como: hipertensão, diabetes, doenças cardiovasculares e alguns tipos de câncer (OMS, 2000). Os processos que influenciam o excesso de ganho de peso são complexos

e envolvem inúmeros fatores, incluindo predisposição genética, comportamental, ambiental, social e dinâmica cultural.

O impacto econômico da obesidade se reflete tanto nos custos diretos de serviços de saúde (públicos e particulares) como nos custos indiretos ou sociais (queda da produtividade, aumento do absenteísmo trabalhista, menor qualidade de vida e aposentadoria precoce). Além disso, o problema pode afetar o mercado de trabalho, uma vez que as pessoas obesas têm menor probabilidade de serem contratadas. Nesse contexto, estudos econômicos sobre a dimensão da obesidade podem ajudar gestores e formuladores de políticas a implementarem estratégias para erradicar esse problema de saúde pública.

Segundo o relatório conjunto da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO) e da Organização Pan-americana de Saúde – OPAS (2016), a obesidade e o sobrepeso vêm aumentando no Brasil assim como em toda a América Latina e Caribe, com um impacto maior nas mulheres e uma tendência de crescimento entre as crianças. Mais da metade da população brasileira está com sobrepeso e a obesidade já atinge a 20% das pessoas adultas. O sobrepeso em adultos passou de 51,1% em 2010, para 54,1% em 2014. Em 2010, 17,8% da população era obesa; em 2014, o índice chegou aos 20%, sendo a maior prevalência entre as mulheres, 22,7%. Estima-se que 7,3% das crianças menores de cinco anos estavam acima do peso, sendo as meninas as mais afetadas, 7,7%.

De acordo com a pesquisa de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (Vigitel), de 2017, realizada pelo Ministério da Saúde, a população de Fortaleza está majoritariamente acima do peso. Na capital, 53,4% dos habitantes estão com excesso de peso e 19,2%, obesos. A situação é semelhante nas demais capitais brasileiras, que apresentam mais da metade (54%) da população em excesso de peso. Outro resultado importante é que diferente das demais capitais, Fortaleza tem diminuído o consumo regular de frutas e hortaliças. Verificou-se que a ingestão regular (em 5 ou mais dias na semana) destes alimentos caiu em ambos os sexos, e a queda geral foi de 10,4% no período de 2008 a 2017.

Um ponto relevante no âmbito de políticas de combate à obesidade consiste em conhecer o comportamento do fenômeno em questão. É importante, por exemplo, saber qual grupo populacional é mais afetado com vistas ao melhor

direcionamento dos recursos públicos. Dentre os trabalhos internacionais que testaram empiricamente a desigualdade socioeconômica na obesidade, destacam-se os de Bilger, Kruger e Finkelstein (2017), Kelishadi et al. (2018), Aizawa e Helble (2017) e Zhang e Wang (2004), dentre outros. No âmbito nacional, a literatura da economia da saúde sobre os determinantes e a desigualdade econômica da obesidade ainda é muito escassa, tendo como destaque os trabalhos de Monteiro et al. (2000, 2001), Gigante, Moura e Sardinha (2006), Correia et al. (2011) na economia cearense e Barboza, Jacinto e Tejada (2014).

Constata-se, portanto, a relevância do presente estudo no sentido de contribuir para a literatura da economia da saúde ao analisar a desigualdade socioeconômica da obesidade cearense a partir dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) para o ano de 2013, considerando a população adulta e desagregada por gênero. O diferencial metodológico está na combinação de duas medidas amplamente utilizadas na literatura de desigualdade e pobreza aplicadas no contexto da obesidade: os Índices Absolutos de Pobreza propostos por Foster, Greer e Thorbecke (1984) e o Índice de Concentração (IC). Isso possibilita uma análise mais aprofundada da condição de saúde da população cearense, dado que além da identificação de quem é ou não obeso, pode-se verificar a intensidade e a severidade da obesidade e identificar se a obesidade está mais concentrada na parcela mais rica ou mais pobre da população. Por fim, a decomposição do IC de Wagstaff et al. (2003) permite a verificação dos fatores que mais contribuem para a desigualdade socioeconômica nos índices de obesidade avaliados.

O restante do trabalho está organizado em quatro seções. Na seção 2, faz-se uma revisão da literatura sobre a desigualdade social e econômica em obesidade. A terceira seção apresenta a metodologia e a base de dados. Na quarta seção são apresentadas as análises de resultados e discussões. Na quinta seção são realizadas as considerações finais.

2 DESIGUALDADE SOCIAL EM OBESIDADE

Ao longo das últimas décadas, diversos estudos foram realizados com o objetivo de explicar os fatores determinantes da obesidade ao redor do mundo. A identificação desses fatores visa promover políticas para a redução dos altos índices de sobrepeso, em que esse problema é algo visto não somente em países desenvolvidos, mas presente também em países em desenvolvimento.

Brunello, Michaud e Sanz-de-Galdeano (2009), fazem uma análise do crescimento da obesidade na Europa e investigam as razões econômicas para a intervenção pública no controle do problema. Utilizando revisão bibliográfica e algumas análises descritivas e a metodologia econométrica do Probit, apresentam novas evidências para o cenário europeu mostrando que a obesidade traz resultados negativos em termos de desempenho educacional e o *background* familiar está relacionado à obesidade entre jovens adultos europeus, de acordo com os estudos revisados ao longo da última década.

Por sua vez, Tchicaya e Lorentz (2012) examinam a prevalência de sobrepeso e obesidade em Luxemburgo e sua associação com diferentes fatores demográficos, socioeconômicos e comportamentais. Os autores utilizam dados retirados de duas pesquisas feitas na referida cidade em 1995 e 2007, em que foram considerados os residentes com mais de 16 anos para o estudo e apresentam índice de massa corporal autodeclarado. Uma regressão logística multivariada foi conduzida para medir a relação entre as variáveis. A relação entre nível educacional e obesidade não foi estatisticamente significativa entre os homens, mas o foi entre as mulheres (relação inversa). Nesse sentido, os autores sugerem que a luta contra obesidade deveria focar também em educação.

Em relação aos países em desenvolvimento, Monteiro *et al.* (2004) fazem uma revisão bibliográfica acerca do status socioeconômico e obesidade em populações adultas. Utilizando estudos publicados entre 1989 e 2003, a revisão mostrou que a obesidade nos países em desenvolvimento não pode ser considerada somente uma doença de grupos com alto status socioeconômico. Nesses países, o ônus da obesidade tende a mudar em direção aos grupos com menor status socioeconômico à medida que o PIB aumenta. A mudança em direção à obesidade em mulheres com baixo status socioeconômico, aparentemente, ocorre em um estágio anterior ao desenvolvimento econômico em comparação com os homens.

Em uma revisão bibliográfica feita por Dinsa *et al.* (2012), utilizando artigos publicados entre 2004 e 2010 e que fizeram associação entre status socioeconômico e obesidade em homens, mulheres e crianças, os autores obtiveram que em países de baixa renda ou em países com baixo índice de desenvolvimento humano (IDH), a associação entre status socioeconômico e obesidade parece ser positiva tanto para homens quanto para mulheres: os que possuem maiores rendas e/ou aqueles com maior nível educacional tem uma maior probabilidade em ser obeso.

Entretanto, em países de renda média ou em países com IDH médio, a associação torna-se amplamente mista para homens e principalmente negativa para mulheres. Essa mudança específica parece ocorrer em um nível ainda mais baixo de renda *per capita* do que o sugerido por análises anteriores. Por outro lado, a obesidade em crianças parece ser predominantemente um problema dos ricos em países de baixa e média renda.

Pampel, Denney e Krueger (2012) testaram sistematicamente a hipótese de reversão (em que o status socioeconômico e o peso estão associados positivamente em países de baixa renda, mas negativamente em países de renda mais alta) usando dados de nível individual e agregado para 67 nações representando todas as regiões do mundo, entre 2002 e 2003. Utilizando modelos multiníveis para o seu estudo, os autores destacam que, embora desenvolvimento econômico e social possa melhorar a saúde, pode também levar a um aumento da obesidade e ampliar as desigualdades sociais no fenômeno em voga.

Acerca da obesidade no Brasil, Monteiro et al. (2000) estudaram a tendência da obesidade em várias configurações socioeconômicas em grupos de adultos da população brasileira (com mais de 20 anos e índice de massa corporal maior que 30 kg/m² durante os anos de 1975, 1989 e 1997). Como resultado, teve-se que a tendência à obesidade é maior em homens que em mulheres, em regiões rurais que em regiões urbanas e em famílias mais pobres do que em famílias mais ricas.

Em outro estudo, Monteiro et al. (2001) verificaram os efeitos da renda e da educação sobre o risco de obesidade, utilizando a regressão logística para suas análises. O estudo foi feito com a região menos desenvolvida (região Nordeste) e com a mais desenvolvida (região Sudeste) do Brasil, durante os anos de 1996/1997, com adultos maiores de 20 anos e índice de massa corporal maior que 30 kg/m². O risco de obesidade entre os homens aumenta com a renda em ambas as regiões, ao passo que o impacto da educação foi negativo, mas pequeno, apenas no Sudeste. Por sua vez, entre a população feminina do Nordeste, obesidade tem uma forte relação com a renda (associação direta) e com a educação (associação negativa).

Gigante, Moura e Sardinha (2006) estimaram a prevalência de excesso de peso, obesidade e os fatores associados no Brasil em 2006. Os resultados mostram que variáveis socioeconômicas e demográficas, bem como morbidades referidas,

foram associadas com excesso de peso e obesidade. Em âmbito cearense, Correia et al. (2011) analisaram os determinantes da obesidade entre as mulheres em idade reprodutiva, utilizando dados coletados em oito mil domicílios no ano de 2007 no estado do Ceará. Por meio da utilização de análise multivariada, os autores salientam que fatores como ter idade acima de trinta anos, ser casada ou utilizar contraceptivos tiveram impacto positivo na obesidade.

No que se refere à desigualdade socioeconômica em obesidade, Zhang e Wang (2004) fizeram uso do índice de concentração (IC) para avaliar o fenômeno entre adultos americanos entre 18 e 60 anos de idade, no período de 1988 a 1994. O IC fornece uma medida resumida da desigualdade socioeconômica e permite comparações entre gênero, idade e etnia. Os resultados revelam que a desigualdade social em obesidade varia consideravelmente entre gênero, idade e grupos étnicos. Por exemplo, entre as mulheres, observa-se uma relação forte e negativa entre a obesidade e o status socioeconômico quando comparadas aos homens.

Nikolaou e Nikolaou (2008) concentraram seus estudos sob a questão da desigualdade relacionada à renda na obesidade para o caso da União Europeia entre os anos de 1998 a 2001, utilizando o índice de concentração e um método alternativo chamado “método da padronização indireta”. Seus resultados mostram que a obesidade se concentra na população mais pobre, especialmente entre as mulheres.

Em um estudo na Indonésia sobre a transição da disparidade de excesso de peso com o status socioeconômico, incluindo sobrepeso e obesidade, no período de 1993 a 2014, Aizawa e Helble (2017) mostram o crescimento da obesidade naquele país e depois calculam o índice de concentração, indicando que a concentração do sobrepeso e obesidade cresceu na população pobre. Por fim, ao decompor o IC para excesso de peso em 2000 e 2014 para ambos os gêneros, os resultados sugerem que a maior parte do IC pode ser explicada pela distribuição desigual dos padrões de vida, posse de veículos e eletrodomésticos.

Ainda em relação à desigualdade socioeconômica em obesidade, Kelishadi et al. (2018) avaliaram o fenômeno entre crianças e adolescentes em nível nacional e subnacional no Irã. O estudo foi conduzido entre 2011 e 2012 com alunos com idade entre 6 e 18 anos. Os determinantes de desigualdade foram obtidos pela decomposição de Oaxaca-Blinder. Os autores constataam uma desigualdade em favor

dos grupos de baixo status socioeconômico. Além disso, área de residência, histórico familiar de obesidade e idade foram os fatores que mais contribuíram para a desigualdade social em obesidade.

Por sua vez, Bilger, Kruger e Finkelstein (2017) combinaram dois dos métodos mais utilizados na literatura em desigualdade e pobreza, o Índice de Concentração (IC) e a medida de Foster-Greer-Thorbecke (FGT), para a análise da desigualdade socioeconômica em obesidade, permitindo descrever o fenômeno não somente em prevalência da obesidade, mas também em sua profundidade e severidade. Os autores constataram que a desigualdade social na prevalência da obesidade praticamente desapareceu no EUA entre 1971 e 2012, não sendo o caso quando se considera a profundidade e a severidade. Ademais, salientam o grande impacto da renda na desigualdade social em saúde ao decompor os ICs, em que os índices de obesidade considerados são mais proeminentes na população pobre.

Em âmbito nacional, Barboza, Jacinto e Tejada (2014) avaliaram a desigualdade social em obesidade entre as mulheres em idade fértil (20 a 49 anos de idade) no Brasil e suas regiões utilizando dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) de 2006. Os resultados indicam uma maior concentração da obesidade nas camadas mais baixas da distribuição de renda e de escolaridade. Por sua vez, Morais (2018) avaliou a desigualdade social no status nutricional e no consumo alimentar de adolescentes brasileiros entre 13 e 17 anos brasileiros, fazendo uso da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE), realizada em 2015. Por meio do cálculo do IC e de outras medidas de desigualdade, a autora constatou que os mais ricos eram mais afetados pela obesidade e também por um consumo mais elevado de alimentos saudáveis e não saudáveis em comparação com os mais pobres.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Base de dados e descrição das variáveis

Diante do objetivo do presente estudo, que consiste em avaliar as desigualdades socioeconômicas em obesidade no Ceará, utilizou-se como fonte de informações a Pesquisa Nacional de Saúde – PNS 2013, realizada pelo IBGE em convênio com o Ministério da Saúde. A Pesquisa abrange todo o território nacional e tem como objetivo gerar informações relevantes sobre as condições de saúde da população brasileira. Pelo fato de a PNS 2013 ser uma pesquisa amostral,

consideraram-se os devidos pesos para expansão da amostra, de tal forma que as análises sejam representativas da população cearense.

No âmbito da pesquisa supracitada, as aferições de peso, altura, circunferência da cintura e pressão arterial, bem como a realização de exames laboratoriais foram feitas em adultos com idade superior a 18 anos selecionados aleatoriamente em cada domicílio com entrevista realizada. Ou seja, foi selecionado um adulto com mais de 18 anos de idade em cada domicílio. Assim sendo, foram consideradas apenas as pessoas com informações antropométricas disponíveis na pesquisa para as análises deste estudo.

Com base no peso e na altura dos indivíduos, o índice de massa corporal (IMC), amplamente utilizado na classificação antropométrica, foi obtido da seguinte forma:

$$IMC = \frac{\text{peso em quilogramas}}{(\text{altura em metros})^2} \quad (1)$$

A partir disso, procedeu-se a classificação antropométrica proposta pela Organização Mundial da Saúde (OMS) para a população adulta¹ (Tabela 1).

Tabela 1: Classificação antropométrica segundo IMC para população adulta

Classificação	IMC (kg/m ²)
Baixo peso	< 18,5
Eutrofia	18,5 – 24,9
Sobrepeso	25 – 29,9
Obesidade	≥ 30

Em relação ao tratamento da base de dados, realizou-se o seguinte: (i) excluiu-se pessoas com mais de 60 anos de idade; (ii) desconsiderou-se pessoas cuja condição no domicílio fosse pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico; (iii) excluiu-se as observações que tinham alguma informação faltante nas variáveis utilizadas nas análises. O número final de observações e sua distribuição por gênero são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2: Total de observações e distribuição por gênero, Ceará, 2013

Gênero	Observações	Percentual
Masculino	2.018.262	58,65
Feminino	1.422.659	41,35
Total	3.440.921	100

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

1 <http://www.who.int/topics/obesity/en/>. Acesso em 27 de setembro de 2017.

Vale lembrar que as avaliações sobre a desigualdade social em obesidade não se limitarão à simples classificação da obesidade, isto é, a distinção entre obesos e não obesos. Assim como Bilger, Kruger e Finkelstein (2017), a análise vai além ao considerar a distribuição do IMC acima da linha de corte da obesidade. Para tal, faz-se uso de uma variável construída com base nos índices absolutos de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984) – FGT. Algebricamente:

$$Y_i^a = \begin{cases} \left(\frac{IMC_i - c}{c}\right)^a, & \text{se } IMC \geq c \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (2)$$

Em que IMC_i corresponde ao índice de massa corporal do indivíduo i ; c é a linha de obesidade, que separa os obesos dos não obesos (no caso $c = 30$); e a (grau de aversão à obesidade) é um parâmetro que define a sensibilidade em relação a desvios acima da linha de obesidade. Quando $a = 0$, a variável Y_i^0 indica se o indivíduo é ou não obeso e sua média gera a incidência da obesidade em determinada população. No caso em que $a = 1$, Y_i^1 mostra a distância do IMC dos obesos em relação à linha de obesidade e sua média se constitui na intensidade da obesidade. Por sua vez, quando $a = 2$, Y_i^2 representa a distância quadrática do IMC dos obesos em relação à linha de obesidade e dá origem à severidade da obesidade. Em suma, à medida que se passa de Y_i^0 para Y_i^2 , atribui-se maior peso aos indivíduos mais obesos, sendo que em Y_i^0 todos os indivíduos obesos têm pesos idênticos. Conforme Bilger, Kruger e Finkelstein (2017), a construção dos índices de concentração em obesidade se baseia nas variáveis Y_i^a e não em suas respectivas médias (que correspondem aos índices FGT).

Para a decomposição de Wagstaff et al. (2003) dos índices de concentração, serão utilizados os fatores apresentados no Quadro 1. Há informações referentes ao indivíduo, ao domicílio de residência e à área de moradia. A variável renda relativa corresponde à renda domiciliar *per capita* de determinado domicílio em relação à de uma família com renda domiciliar *per capita* similar à linha de pobreza. Sobre a inclusão dessa variável na decomposição do IC, Bilger, Kruger e Finkelstein (2017) salientam que ela é um determinante legítimo da saúde sendo também um importante controle na regressão da variável de obesidade para a determinação das elasticidades dos demais fatores.

Quadro 1: Definição das variáveis independentes na decomposição do IC

Variável	Definição
Idade	Idade em anos
Casado	1, se casado(a); 0, caso contrário
Branco	1, se branco(a); 0, caso contrário
Variável	Definição
Manual*	1, se ocupação é classificada como “trabalhadores qualificados, operários e artesãos da construção, das artes mecânicas e outros ofícios”, “operadores de instalações e máquinas e montadores” ou “membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares”; 0, caso contrário
Educação**	
Fundamental	1, se tem ensino fundamental completo ou médio incompleto; 0, caso contrário
Médio	1, se tem ensino médio completo ou superior incompleto; 0, caso contrário
Superior	1, se tem ensino superior completo; 0, caso contrário
Densidade	Número de moradores por dormitório no domicílio
Urbano	1, se reside na zona urbana; 0, caso contrário
Renda relativa	Quociente entre a renda domiciliar <i>per capita</i> e a linha de pobreza (R\$ 140)***
Banheiro	1, se reside em domicílio sem acesso a banheiro; 0, caso contrário
Lixo	1, se reside em domicílio sem acesso a coleta de lixo; 0, caso contrário
Água	1, se reside em domicílio sem acesso a água encanada; 0, caso contrário

Fonte: Elaboração própria.

*Variável criada conforme a Classificação de Ocupações para Pesquisas Domiciliares – CBO Domiciliar.

**Categoria base corresponde aos indivíduos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto.

***Linha de pobreza utilizada na seleção de beneficiários do Programa Bolsa Família.

Na Tabela 3 são apresentadas a média e o desvio padrão das variáveis independentes. Em ambos os gêneros, a média da idade ficou perto dos 36 anos. O percentual de homens ocupados em trabalhos denominados manuais foi maior do que o observado entre as mulheres, sendo, 59% e 43%, respectivamente. Em relação à educação, o percentual de mulheres com nível médio completo e ensino superior foi mais alto do que entre os homens. No que se refere às condições domiciliares, a participação relativa de homens vivendo em domicílios sem banheiro, sem coleta de lixo e sem acesso a água encanada foi bem maior do que aquela verificada entre as mulheres.

Tabela 3: Estatísticas descritivas das variáveis independentes

Variável	Masculino		Feminino	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Idade	35,61	11,29	36,78	11,41
Casado	0,3760	0,4847	0,3651	0,4818
Branco	0,2399	0,4273	0,2221	0,4159
Manual	0,5916	0,4919	0,4307	0,4955
Educação				
Fundamental	0,1698	0,3757	0,1431	0,3504
Médio	0,3518	0,4778	0,4173	0,4935
Superior	0,0822	0,2749	0,1297	0,3362
Densidade	1,8352	0,7757	1,8426	0,8434
Urbano	0,7844	0,4115	0,8778	0,3278
Renda relativa	5,4968	9,2387	6,0839	7,0247
Banheiro	0,0606	0,2388	0,0179	0,1326
Lixo	0,1819	0,3861	0,0864	0,2812
Água	0,1590	0,3660	0,0745	0,2628

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

3.2 Curva de concentração e índice de concentração

Para a avaliação da desigualdade social em obesidade neste trabalho, fez-se uso da curva de concentração e do índice de concentração. A curva de concentração é um instrumento gráfico que auxilia na avaliação do grau de desigualdade em uma distribuição. Essa curva se refere à distribuição de uma variável em uma população classificada segundo outra. No caso do presente estudo, tem-se o percentual cumulativo da medida de obesidade (eixo y) versus o percentual cumulativo da população ordenada de forma crescente pela renda domiciliar *per capita* (eixo x).

Conforme Kakwani (1977), x representa a renda e $F(x)$ a função de distribuição acumulada, representando a proporção de renda dos indivíduos com renda menor ou igual a x . Caso a média da distribuição exista, então a proporção da renda total recebida pelos indivíduos com renda menor ou igual a x também existe, denominada $F_1[x]$.

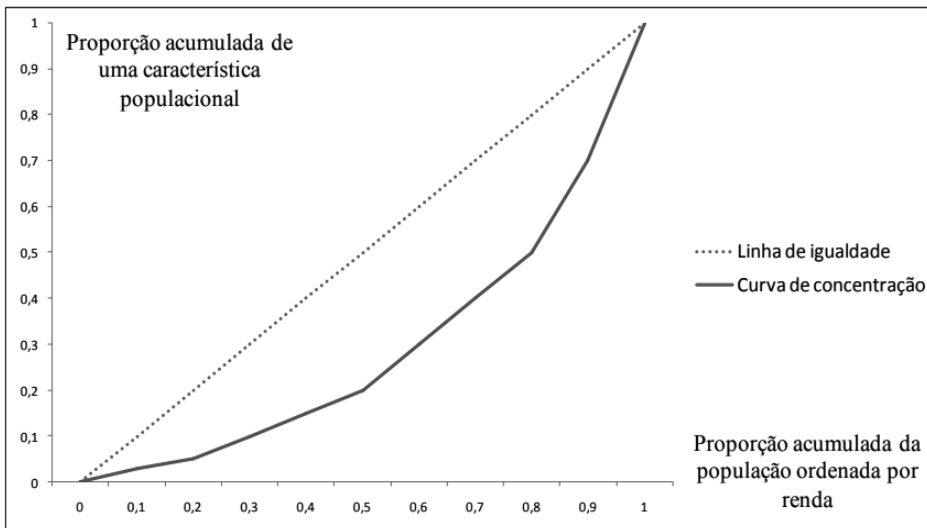
Seja $g(x)$ uma função contínua de x tal que a primeira derivada existe e $g(x) \gg 0$, se a média $E[g(x)]$ existe, então pode-se definir:

$$F_1[g(x)] = \frac{1}{E[g(x)]} \int_0^x g(x)f(x)dx \quad (3)$$

Em que $f(x)$ é a função de densidade de probabilidade de x de modo que $E[g(x)]$ é monotônica crescente e $F_1[g(0)] = 0$ e $F_1[g(\infty)] = 1$. A ordenada da curva é dada por $F_1[g(x)]$, a abscissa por $F(x)$ e a relação entre elas corresponde à curva de concentração.

Vale destacar que a curva de Lorenz é um caso especial da curva de concentração, em que a variável de análise também é a de ordenação da população. Ao contrário das curvas de Lorenz, que se situam apenas abaixo da linha de igualdade, as curvas de concentração podem ocupar qualquer posição no gráfico. Caso a curva esteja abaixo da linha de igualdade, como mostra o exemplo na Figura 1, há uma concentração da variável de interesse na parcela mais rica da população. Quando a curva está acima da linha de 45°, a concentração está entre os mais pobres. Além disso, quanto mais distante a curva de concentração estiver da linha de igualdade, maior o grau de desigualdade na variável analisada.

Figura 1: Exemplo de curva de concentração



Fonte: Adaptado de Moreira (2013).

Por sua vez, o índice de concentração (IC) está relacionado à curva de concentração e fornece uma medida da extensão da desigualdade na variável de interesse, sendo definido como 1 menos o dobro da área sob a curva de concentração de $g(x)$. Sua formalização algébrica consiste nas áreas acima e abaixo da linha de igualdade delimitadas pela curva de concentração. Conforme Kakwani (1977), o índice de concentração é expresso da seguinte forma:

$$IC = 1 - 2 \int_0^{\infty} F_1[g(x)]f(x)dx \quad (4)$$

Tal medida pode assumir valores no intervalo de -1 a 1. O índice de concentração será negativo quando a curva de concentração se situar acima da linha de igualdade, indicando que, por exemplo, a obesidade se concentra entre os mais pobres. Assumirá valores positivos quando a curva de concentração situar-se abaixo da linha de igualdade, de tal forma que haja uma concentração da obesidade entre a parcela mais rica da população. Se a curva de concentração coincidir com a diagonal, o índice de concentração será zero, isto é, quanto mais próxima da linha de igualdade a curva de concentração estiver, menor será o índice. No entanto, índices de concentração próximos de zero devem ser interpretados com cautela. Acerca disso, Noronha (2001) destaca que:

“(...) um menor índice de concentração não necessariamente indica uma situação de menor desigualdade social em saúde. Uma limitação dessa medida de desigualdade reside na possibilidade da curva de concentração em saúde cruzar a diagonal. Quando isso ocorre, um índice de concentração igual ou próximo de zero é erroneamente interpretado como uma situação de igualdade na distribuição de saúde. Esse resultado pode refletir uma desigualdade favorável às classes sociais mais pobres compensada pela desigualdade social em saúde favorável aos ricos e desfavorável à classe média. Para minimizar esse problema, é importante analisar os resultados do índice de concentração juntamente com as respectivas curvas de concentração.” (NORONHA, 2001)

Nos casos em que a variável de interesse é uma variável binária, o índice de concentração convencional assume valores no intervalo entre $\mu - 1$ e $1 - \mu$, em que μ é a média da variável de interesse. Nesse sentido, Wagstaff (2005) sugeriu uma normalização para que a medida assumira valores no intervalo de -1 a 1. O índice normalizado, \overline{IC} , proposto pelo referido autor pode ser obtido da seguinte forma:

$$\overline{IC} = \frac{1}{1-\mu} IC \quad (5)$$

Conforme Bilger, Kruger e Finkelstein (2017), calcular o IC para a incidência, intensidade e severidade da obesidade permite comparar a desigualdade social nesses três aspectos da obesidade. Acerca dessas medidas, os autores ressaltam:

“Note que o IC da incidência da obesidade é afetado somente pelo *rank* da distribuição de renda daqueles indivíduos que excedem a linha de obesidade, mas não pela extensão na qual a linha é excedida. Os IC da intensidade e da severidade são sensíveis tanto ao *rank* da distribuição de renda quanto ao excesso de IMC acima da linha de obesidade. A diferença entre os dois ICs pode ser ilustrada considerando dois indivíduos igualmente pobres em uma dada amostra. O IC para a intensidade deve ser idêntico nos dois casos seguintes: (i) os dois indivíduos são obesos, e ambos estão 1 unidade de IMC acima da linha de obesidade; e (ii) um deles não é obeso, e o outro excede a linha de obesidade em 2 unidades de IMC. O IC para a severidade deve mostrar uma maior carga de obesidade para os pobres no segundo caso dado que o indivíduo pobre se situa mais distante da linha de obesidade.” (BILGER, KRUGER & FINKELSTEIN, 2017)

Vale destacar que os desvios padrões dos ICs foram obtidos por meio de *bootstrap*.

3.3 Decomposição do índice de concentração

A análise dos determinantes da desigualdade social em saúde é de suma importância para a formulação de políticas públicas com vistas a contornar tal problema. Nesse sentido, realizou-se a decomposição do IC nas contribuições feitas por fatores correlacionados com a obesidade e a renda. De um modo geral, busca-se investigar em que medida a desigualdade em determinado fator afeta a desigualdade em obesidade. Wagstaff et al. (2003) mostram que tal decomposição pode ser obtida quando a variável de interesse é expressa como uma função linear de seus fatores determinantes, como mostra a expressão a seguir:

$$h_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (6)$$

Em que x_{ki} são os determinantes da variável de interesse h_i . A metodologia de decomposição proposta por Wagstaff et al. (2003) pode ser expressa como:

$$IC = \sum_{k=1}^K \beta_k \frac{\bar{x}_k}{\mu} IC_k + \frac{CG_\varepsilon}{\mu} \quad (7)$$

Conforme a equação (7), o IC pode ser decomposto em duas partes. A primeira parte se refere aos componentes determinísticos, correspondendo à soma ponderada dos índices de concentração das variáveis explicativas x_k , estes que indicam o grau de desigualdade social nos fatores determinantes. O peso é a elasticidade da variável de interesse em relação à respectiva variável independente, definido como $\eta = \beta_k \frac{x_k}{\mu}$. Uma elasticidade positiva mostra, no presente estudo, uma relação direta entre a medida de obesidade e a variável explicativa. O produto entre tal elasticidade e IC_k indica a contribuição do fator x_k para o índice de concentração. A segunda parte, por sua vez, é o componente residual e captura a parte da desigualdade não explicada pelas variáveis independentes.

Importante lembrar que a decomposição do IC não visa revelar efeitos causais entre as variáveis, mas sim gerar informações relevantes sobre os fatores que são simultaneamente correlacionados com renda e obesidade (BILGER, KRUGER & FINKELSTEIN, 2017).

4 ANÁLISE DE RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Desigualdade na prevalência de doenças crônicas não transmissíveis ao longo da distribuição do IMC

Excesso de peso corporal se configura como um dos fatores de risco às doenças crônicas não transmissíveis (DCNT), responsáveis por 72,6% das mortes prematuras entre os brasileiros em 2013 (MS, 2015). Exemplos de DCNT são doenças cardiovasculares, diabetes, câncer e doenças respiratórias crônicas. Com vistas a analisar a distribuição da prevalência do diagnóstico de diabetes, pressão alta, colesterol alto e reumatismo na população cearense ao longo da distribuição do IMC, calculou-se os respectivos índices de concentração, apresentados na Tabela 4. A população foi ordenada de maneira crescente segundo o IMC, de forma que ICs positivos revelam uma concentração das doenças entre a parcela da população de maior IMC. Por sua vez, índices negativos indicam a concentração na parcela inferior da distribuição do índice de massa corporal.

Tabela 4: Desigualdade em DCNT segundo IMC por gênero, Ceará, 2013

Índice de concentração	Masculino	Feminino
Diabetes	0,1266 (0,1537)	0,2354* (0,1211)
Pressão alta	0,2340* (0,0720)	0,2852* (0,0588)
Colesterol alto	0,1921* (0,0906)	0,1817* (0,0812)
Reumatismo	0,2338** (0,1204)	0,1787** (0,0998)

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.
Desvios padrões entre parênteses.

*Significativo a 5%; **Significativo a 10%.

Tendo em vista que todos os ICs foram positivos e estatisticamente significativos, salvo o IC para diabetes entre os homens, a prevalência do diagnóstico das DCNT consideradas se concentra na parcela da população cearense de maior IMC em ambos os gêneros. Esses resultados indicam que excesso de peso é fator de risco para a ocorrência dessas doenças, de modo que seja relevante a adoção de políticas de combate ao referido problema de saúde pública.

4.2 Índices FGT para obesidade

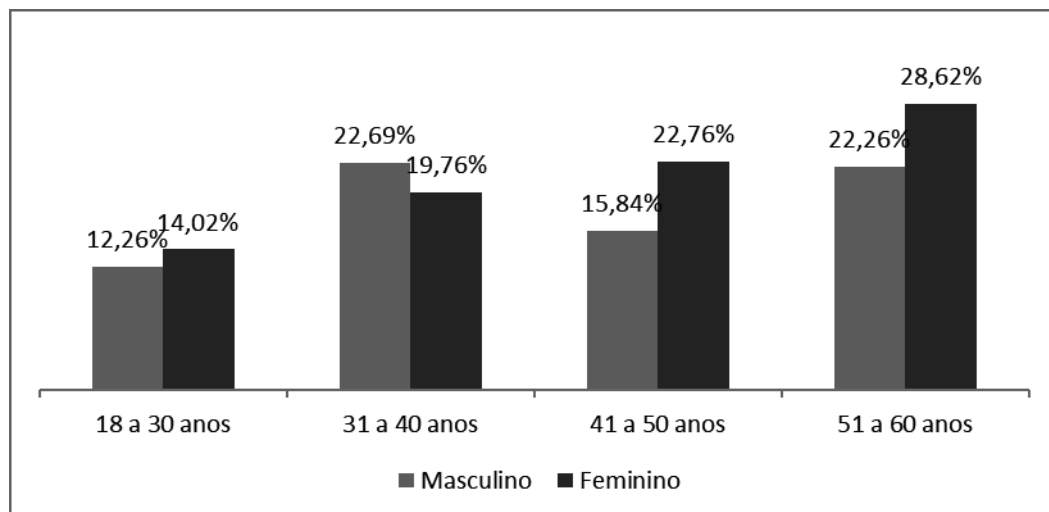
A utilização dos índices FGT no contexto da obesidade possibilita uma análise mais aprofundada das condições de saúde da população cearense. Os resultados apresentados na Tabela 5 indicam que a obesidade se mostrou levemente superior entre as mulheres em comparação aos homens, sendo o percentual de obesos entre os grupos 20% e 17%, respectivamente. Em relação aos outros índices FGT de obesidade, intensidade e severidade, as mulheres também apresentaram resultado pior em comparação com os homens. Ou seja, além de haver mais mulheres obesas no Ceará, elas têm IMC mais distante da linha de obesidade em relação aos homens, indicando que a situação é ainda mais grave entre a população feminina.

Tabela 5: Índices FGT para obesidade segundo gênero, Ceará, 2013

Índice FGT	Masculino		Feminino	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Incidência	0,1709	0,3764	0,1984	0,3988
Intensidade	0,0183	0,0605	0,0237	0,0712
Severidade	0,0039	0,0256	0,0056	0,0262

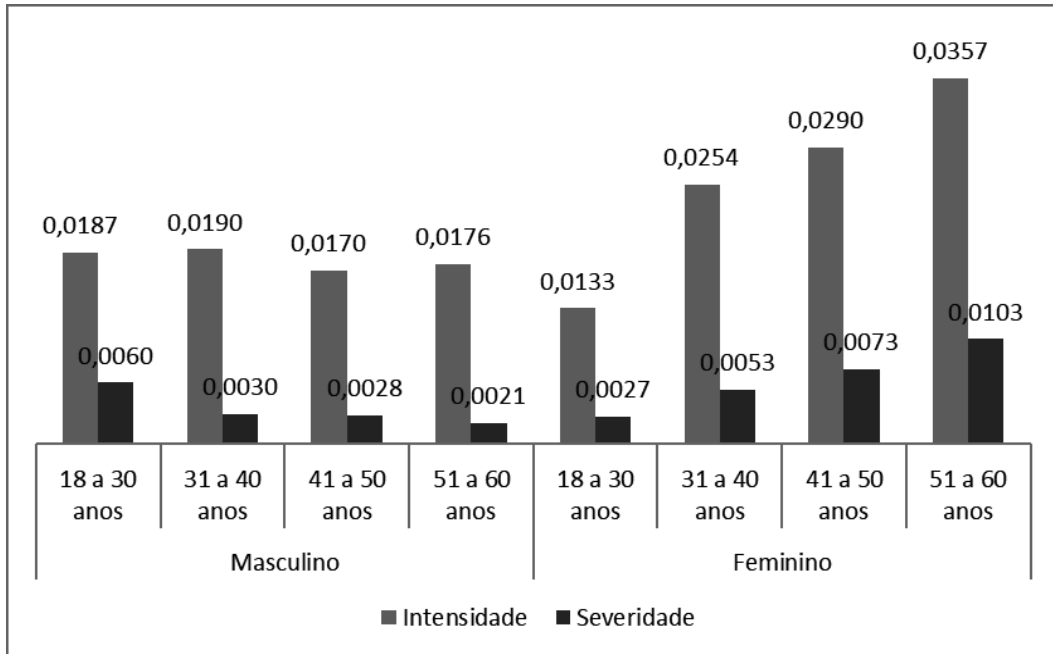
Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Quando se avalia os índices FGT de obesidade por faixa etária, a situação fica mais complicada para as mulheres com o passar dos anos (Figuras 2 e 3). Além de ocorrer uma expansão no percentual de obesas, passando de 14% entre as mulheres com 18 a 30 anos para 29% entre aquelas com 51 a 60 anos, há um agravamento da intensidade e da severidade da obesidade. Ou seja, as mulheres obesas ficam cada vez mais obesas com o avanço da idade. Embora haja um crescimento no percentual de homens obesos conforme a idade aumenta, a mesma tendência não é observada para a intensidade e a severidade da obesidade.

Figura 2: Incidência da obesidade por faixa etária e gênero, Ceará, 2013

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Figura 3: Intensidade e severidade da obesidade por faixa etária e gênero, Ceará, 2013



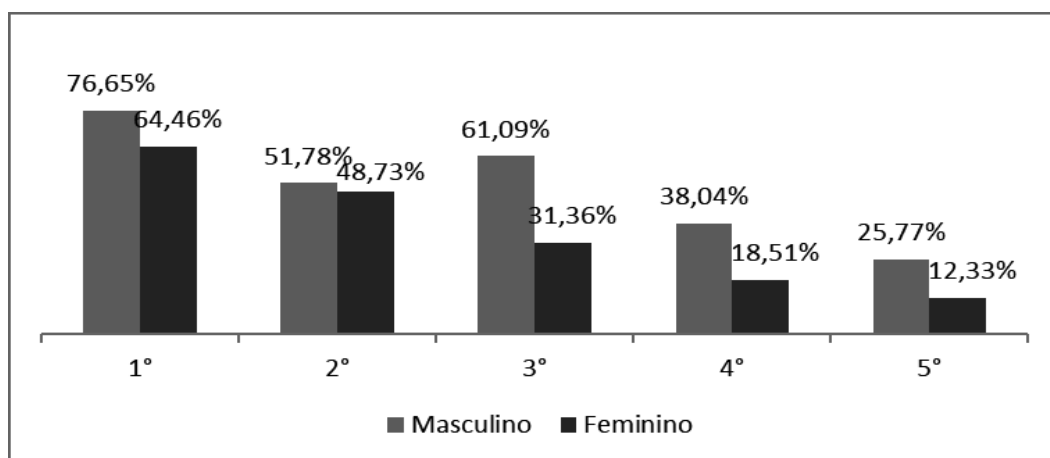
Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

A análise dos índices FGT por quintis de renda revela que, em ambos os gêneros, a incidência da obesidade é bem mais elevada no quintil mais rico da população, superando os 30% (Tabela 6). Esse resultado é um indicativo de que a incidência da obesidade se concentra na parcela mais rica da população. Entre os homens, tanto a intensidade quanto a severidade da obesidade se agravam com o avanço da renda, o que não é observado entre as mulheres. Tal resultado entre a população masculina pode estar atrelado ao perfil de emprego nas diferentes faixas de renda. Em geral, homens mais pobres tendem a estar mais alocados em atividades manuais, contribuindo para uma maior prática de atividade física no trabalho. Assim sendo, são menos propensos a ter problemas com excesso de peso. De fato, os resultados indicam que, em 2013, no quintil inferior da distribuição de renda, 77% dos homens cearenses trabalhavam em atividades manuais, enquanto que na parcela mais rica, tal rubrica correspondia a 26% (Figura 4).

Tabela 6: Índices FGT para obesidade por quintil de renda e gênero, Ceará, 2013

Gênero	Quintil de renda	Incidência	Intensidade	Severidade
Masculino	1°	0,0948	0,0123	0,0024
	2°	0,2050	0,0202	0,0056
	3°	0,2005	0,0190	0,0027
	4°	0,2025	0,0124	0,0013
	5°	0,3132	0,0442	0,0115
Feminino	1°	0,1860	0,0229	0,0056
	2°	0,1580	0,0191	0,0042
	3°	0,1819	0,0288	0,0072
	4°	0,1907	0,0242	0,0061
	5°	0,3361	0,0295	0,0067

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

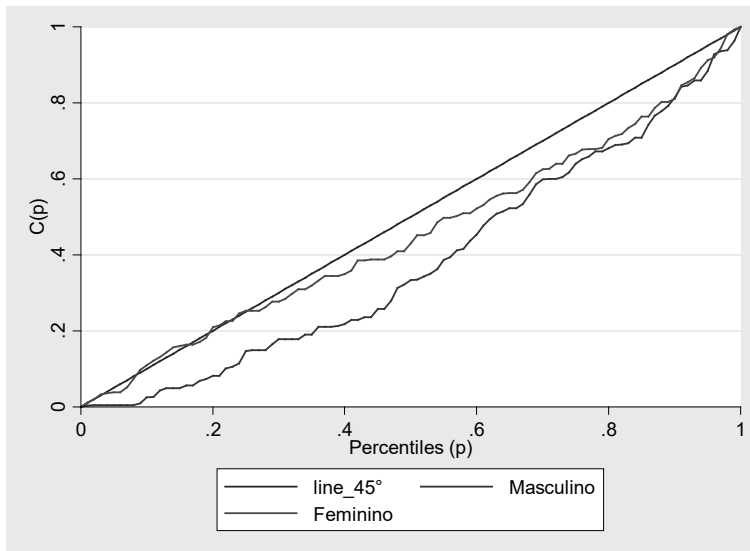
Figura 4: Trabalhadores alocados em atividade manual por quintil de renda e gênero, Ceará, 2013

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

4.3 Desigualdade social nas medidas FGT de obesidade

A análise da desigualdade social nas diferentes medidas de obesidade (incidência, intensidade e severidade) foi feita por meio da utilização das curvas de concentração e dos índices de concentração. A Figura 5 mostra a curva de concentração da incidência da obesidade entre homens e mulheres cearenses em 2013. Como as curvas se situam abaixo da linha de perfeita igualdade, a obesidade se concentra na parcela mais rica da população em ambos os gêneros, corroborando os resultados mostrados na seção anterior. A desigualdade é mais elevada entre os homens do que entre as mulheres, tendo em vista que a curva de concentração daqueles se encontra mais distante da linha de 45° do que a destas.

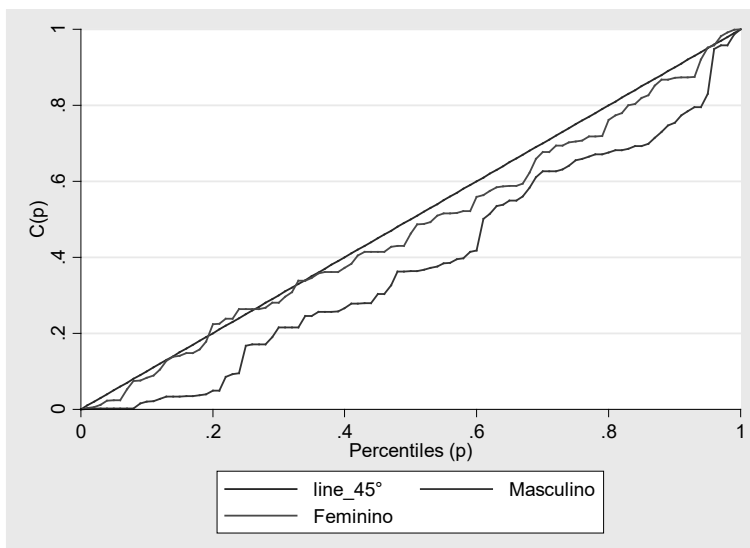
Figura 5: Curva de concentração da incidência de obesidade por gênero, Ceará, 2013



Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Quando se avalia a desigualdade social da intensidade da obesidade, os resultados indicam uma concentração entre os homens mais ricos (Figura 6), mas menor do que a observada na incidência. Já entre as mulheres, parece haver uma distribuição igualitária da intensidade da obesidade ao longo da renda, dado que a respectiva curva de concentração ficou bem próxima da linha de igualdade.

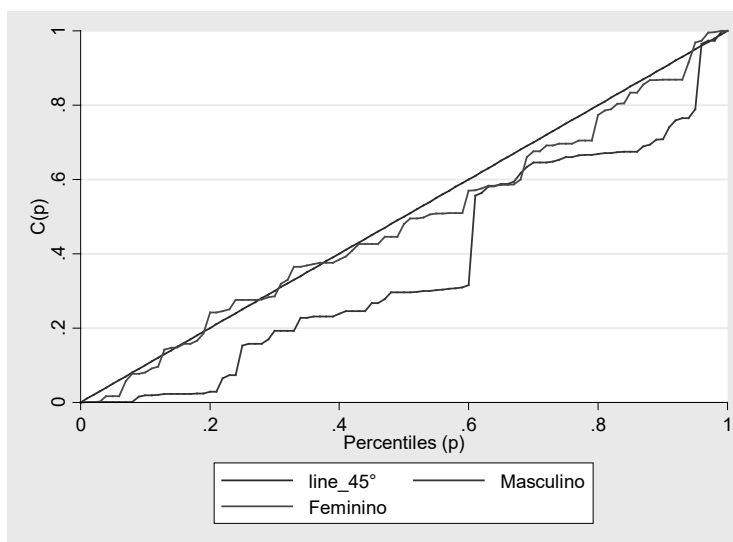
Figura 6: Curva de concentração da intensidade de obesidade por gênero, Ceará, 2013



Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Em relação à severidade da obesidade, a desigualdade social é mais elevada entre os homens do que entre as mulheres, novamente com maior concentração entre os mais ricos. Entre a população feminina, observa-se uma distribuição relativamente igualitária.

Figura 7: Curva de concentração da severidade de obesidade por gênero, Ceará, 2013



Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Por meio da análise dos índices de concentração, realiza-se uma avaliação mais criteriosa da desigualdade social nas medidas de obesidade. Nesse sentido, a Tabela 7 mostra os respectivos índices entre homens e mulheres cearenses para as diferentes medidas de obesidade. De um modo geral, os índices são positivos e significativos, ou seja, a obesidade está concentrada na parcela mais rica da população, sendo mais acentuada entre os homens do que entre as mulheres. Além disso, a desigualdade é mais elevada quando se considera a medida de incidência em detrimento das demais. Entre as mulheres, os índices de concentração para intensidade e severidade da obesidade não foram estatisticamente significativos, indicando que ambas as variáveis se distribuem de maneira igualitária ao longo da distribuição de renda.

Tabela 7: Índice de concentração para medidas de obesidade por gênero, Ceará, 2013

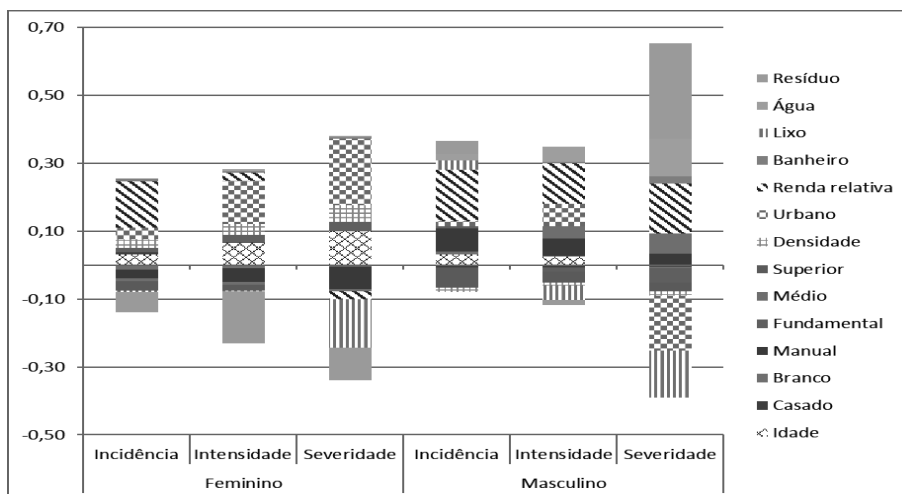
Índice de concentração	Masculino	Feminino
Incidência	0,2860* (0,0554)	0,1162* (0,0558)
Intensidade	0,2323* (0,0714)	0,0514 (0,0692)
Severidade	0,2640** (0,1363)	0,0411 (0,1045)

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.
Desvios padrões entre parênteses.

*Significativo a 5%; **Significativo a 10%.

4.4 Decomposição do IC dos índices FGT de obesidade

A Figura 8 é a representação gráfica da decomposição dos ICs das medidas FGT de obesidade segundo os fatores de análise por gênero no Ceará em 2013². Como já dito anteriormente, o impacto de uma variável no IC é obtido pelo produto entre o IC da variável explicativa em questão, IC_k , e a elasticidade da medida FGT de obesidade em relação ao fator considerado, η_k . A Tabela 8 mostra as elasticidades das medidas FGT de obesidade em relação às variáveis explicativas, enquanto os índices de concentração dos fatores considerados são apresentados na Tabela 9.

Figura 8: Decomposição do IC dos índices FGT de obesidade pelos fatores de análise por gênero, Ceará, 2013

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

2 As estimativas encontram-se na Tabela 10 no Apêndice.

Tabela 8: Elasticidades dos índices FGT de obesidade em relação às variáveis explicativas por gênero, Ceará, 2013

Variável	Masculino			Feminino		
	Incidência	Intensidade	Severidade	Incidência	Intensidade	Severidade
Idade	0,7032*	0,5558*	-0,0490*	0,3474*	0,7138*	1,0979*
Casado	-0,0602*	-0,0590*	-0,0155*	0,0424*	0,0195*	0,0079
Branco	0,0571*	0,0061	-0,0464*	-0,0906*	-0,0646*	-0,0411*
Manual	-0,1786*	-0,1386*	-0,0896*	0,0580*	0,0902*	0,1428*
Fundamental	-0,0438*	0,1025*	0,2903*	-0,0510*	-0,0919*	-0,1077*
Médio	0,0018*	0,1338*	0,2282*	-0,2066*	-0,2147*	-0,1804*
Superior	-0,0907*	-0,0453*	-0,0396*	-0,0403*	-0,0246*	0,0016
Densidade	0,0803*	0,0581*	0,0883*	-0,1195*	-0,1468*	-0,2230*
Urbano	0,0280*	0,1271*	-0,3140*	0,0952*	0,3520*	0,5451*
Renda relativa	0,2739*	0,2168*	0,2631*	0,2693*	0,0463*	-0,0466*
Banheiro	-0,0024	-0,0082*	-0,0401*	-0,0148*	-0,0083*	-0,0076*
Lixo	-0,0554*	0,0863*	0,2718*	0,0119*	0,0050*	-0,0143*
Água	-0,0343*	-0,0868*	-0,2103*	0,0045	-0,0125*	-0,0091*

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

*Significativo a 5%; **Significativo a 10%.

Tabela 9: Índices de concentração das variáveis explicativas por gênero, Ceará, 2013

Variável	Masculino	Feminino
Idade	0,0456**	0,0904*
Casado	0,1073*	0,1716*
Branco	0,1323*	0,1410*
Manual	-0,3793*	-0,4504*
Fundamental	-0,1402*	-0,2385*
Médio	0,2632*	0,0392
Superior	0,6729*	0,7364*
Densidade	-0,1416*	-0,2172*
Urbano	0,5159*	0,3607*
Renda relativa	0,5523*	0,5036*
Banheiro	-0,5541*	-0,6247*
Lixo	-0,5089*	-0,4049*
Água	-0,5279*	-0,4171*

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

*Significativo a 5%; **Significativo a 10%.

Os resultados mostram que, em ambos os gêneros, o maior impacto positivo no IC da incidência da obesidade é o da renda relativa. Isso decorre do fato de

a elasticidade da incidência da obesidade em relação à renda ser positiva entre homens e mulheres, indicando que pessoas mais ricas têm mais chances de serem obesas. Além disso, o IC da renda foi 0,5523 entre os homens e 0,5036 entre as mulheres. Tal variável também tem uma participação considerável nos ICs da intensidade e da severidade da obesidade entre os homens, o que não se observa na população feminina.

A variável referente à área urbana de residência apresentou um IC de 0,5159 e 0,3607 entre os homens e as mulheres, respectivamente. Assim sendo, residir em área urbana está associado a um maior nível de renda, especialmente entre os homens. Ademais, a referida variável tem impacto positivo em todos os índices FGT de obesidade, salvo quanto à severidade entre os homens, refletindo o estilo de vida mais sedentário nessas localidades. Portanto, o impacto de residir em áreas urbanas nos ICs foi positivo de um modo geral e aumentou à medida que se passa da incidência para a severidade entre as mulheres.

Na amostra analisada, as pessoas casadas têm, em regra, maiores níveis de renda, dado que o IC da situação matrimonial foi 0,1073 e 0,1716 entre homens e mulheres, respectivamente. Enquanto a situação matrimonial tem um impacto positivo nos índices FGT de obesidade entre as mulheres, resultado oposto se observa entre os homens, o que explica os impactos divergentes nos ICs dos índices de obesidade. A educação superior também foi concentradora de renda na população analisada. Acerca da relação da educação com os índices de obesidade considerados, observa-se um efeito negativo entre as mulheres, de modo que mulheres com maiores níveis de escolaridade tendem a ter menos problemas com obesidade. No entanto, tal tendência não se observa na população masculina.

Em geral, o impacto da idade nos ICs analisados foi positivo em ambos os gêneros, sendo mais elevado entre as mulheres. De fato, entre a população feminina, as elasticidades dos índices de obesidade em relação à idade são positivas e crescentes. Ou seja, mulheres mais velhas têm mais chances de serem obesas e situam-se cada vez mais distante da linha de obesidade.

Entre as mulheres, a ocupação em trabalhos manuais teve impacto negativo nos ICs dos índices de obesidade, enquanto que o oposto se observa entre os homens. Isso porque, em ambos os gêneros, há uma concentração de trabalhadores manuais na parcela mais pobre da população, tendo em vista os ICs negativos para

esse fator determinante. Por outro lado, a ocupação manual afeta as medidas de obesidade de maneira diferente entre homens e mulheres, sendo negativo o efeito entre aqueles e positivo entre estas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A obesidade representa fator de risco para as doenças crônicas não transmissíveis e gera outros efeitos perversos na qualidade de vida das pessoas, tendo se tornado um problema de saúde pública ao longo dos últimos anos. Nesse sentido, o presente estudo, ao incorporar os índices FGT no âmbito da obesidade, representa um avanço na literatura sobre o tema no Ceará. Isso viabiliza uma avaliação mais aprofundada da situação em saúde no que se refere aos problemas com excesso de peso. É possível saber, além da classificação entre obesos e não obesos, a intensidade e a severidade da obesidade vivenciada pelas pessoas, o que impacta diretamente nas políticas de combate ao problema.

Com o intuito de avaliar a desigualdade social em obesidade, foram calculados os índices de concentração para as respectivas medidas FGT conforme Bilger, Kruger e Finkelstein (2017). Essa avaliação permite observar se o respectivo índice de obesidade está mais concentrado na parcela mais rica ou mais pobre da população, impactando no direcionamento das políticas públicas. Além disso, realizou-se a decomposição dos índices de concentração proposta por Wagstaff et al. (2003) com o objetivo de gerar informações relevantes sobre os fatores determinantes.

A classificação antropométrica, feita com base no IMC, seguiu a proposição da OMS para a população adulta. Ademais, o estudo focalizou as análises desagregadas por gênero, tendo em vista as peculiaridades entre homens e mulheres.

Os resultados corroboram com a literatura econômica que destaca uma maior prevalência de obesidade entre as mulheres cearenses. Ademais, a obesidade foi mais intensa e severa nesse grupo populacional, tendo em vista que se situam mais distantes da linha de obesidade. Dessa forma, as mulheres devem merecer atenção especial nas políticas de combate à obesidade. Os índices de concentração mostram que as pessoas obesas se concentram na parcela mais rica da população em ambos os gêneros, principalmente entre a população masculina. Os resultados da decomposição mostram um impacto positivo da renda nos ICs dos índices de obesidade em ambos os gêneros, com exceção para intensidade e severidade entre as

mulheres. Além disso, pessoas mais velhas e aquelas residentes em áreas urbanas tendem a apresentar resultados piores em termos dos índices de obesidade.

Nesse contexto, ressalta-se a necessidade de políticas públicas de promoção da saúde, prevenção e tratamento da obesidade e de doenças crônicas não transmissíveis que envolvam múltiplos direcionamentos como o incentivo à prática de atividades físicas regulares, ações educativas alimentares, barateamento de alimentos, a regularidade de pesquisas de consumo alimentar e apoio a agricultura alimentar.

Vale destacar que uma limitação das análises realizadas no presente estudo se refere ao uso de dados transversais, focando apenas um ponto do tempo, isso porque a PNS está disponível apenas para o ano de 2013. Desse modo, a avaliação da desigualdade social nos índices FGT de obesidade ao longo do tempo fica como sugestão para pesquisas futuras.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AIZAWA, T.; HELBLE, M. *Socioeconomic inequality in excessive body weight in Indonesia*. *Economics and Human Biology*. Vol. 27, pp. 315-327, 2017.

BARBOZA, I. O.; JACINTO, P. de A. & TEJADA, C. A. O. *Desigualdades socioeconômicas no Brasil: um estudo para a obesidade feminina*. In: XX Fórum BNB de Desenvolvimento e XIX Encontro Regional de Economia do Nordeste, 2014, Fortaleza. Anais do XX Fórum BNB de Desenvolvimento e XIX Encontro Regional de Economia do Nordeste, 2014.

BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. VIGITEL Brasil 2017: Vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico.

BRUNELLO, G.; MICHAUD, P.; SANZ-DE-GALDEANO, A. *The Rise of Obesity in Europe: An Economic Perspective*. *Economic Policy*. Vol. 24, Ed. 59, pp. 551-596, 2009.

BILGER, M.; KRUGER, E.; FINKELSTEIN, E. *Measuring Socioeconomic Inequality in Obesity: Looking Beyond the Obesity Threshold*. *Health economics*, 2017.

CORREIA, L. L. et al. *Prevalência e determinantes de obesidade e sobrepeso em mulheres em idade reprodutiva residentes na região semiárida do Brasil*. *Ciência & Saúde Coletiva*, 16(1):133-145, 2011.

DINSA, G. et al. *Obesity and socioeconomic status in developing countries: a systematic review*. Obesity reviews. Vol. 13, No. 11. p. 1067-1079, 2012.

FAO (Organização das Nações Unidas para a Agricultura e a Alimentação). (2016a), *Retos y perspectivas para la seguridad alimentaria y nutricional en América Latina y el Caribe: de los Objetivos de Desarrollo del Milenio a los Objetivos de Desarrollo Sostenible*.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. *A class of decomposable poverty measures*. Econometrica: Journal of the Econometric Society: 761-766. 1984.

GIGANTE, D. P.; MOURA, E. C.; SARDINHA, L. M. V. *Prevalência de excesso de peso e obesidade e fatores associados, Brasil, 2006*. Rev. Saúde Pública, São Paulo, v. 43, supl. 2, p. 83-89, Nov. 2009.

KAKWANI, N. *Applications of Lorenz curves in economic analysis*. Econometrica, Princeton, v. 45, n. 3, p. 719-728, Apr.1977.

KELISHADI, R. et al. *Socioeconomic inequality in childhood obesity and its determinants: a Blinder-Oaxaca decomposition*. Jornal de Pediatria (Rio J.): Porto Alegre. Vol. 94, n. 2, p. 131-139, 04 2018.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (BR). Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção da Saúde. *Vigitel Brasil 2014: vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico*. Brasília: Ministério da Saúde. 2015.

WHO (World Health Organization). *Obesity: preventing and managing the global epidemic*. World Health Organization technical report series 894, 2000.

MONTEIRO, C.; BENICIO, M.; CONDE, W.; POPKIN, B. *Shifting obesity trends in Brazil*. European journal of clinical nutrition. Vol. 54. p.342-346, 2000.

MONTEIRO, C.; BENICIO, M.; CONDE, W.; POPKIN, B. *Independent Effects of Income and Education on the Risk of Obesity in the Brazilian Adult Population*. The Journal of Nutrition. Vol. 131, p. 881-886, 04 2001.

MONTEIRO, C.; MOURA, E.; CONDE, W.; POPKIN, B. *Socioeconomic Status and Obesity in Adult Populations of Developing Countries: A Review*. Bulletin of the World Health Organization. Vol. 82, p. 940 – 946, 01 2005.

MORAIS, M. S. N. de. *Desigualdades sociais no estado nutricional e consumo alimentar de escolares brasileiros*. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal

de Uberlândia – Programa de Pós-graduação em Ciências da Saúde, Minas Gerais. 2018

MOREIRA, R. da S. *Análise da desigualdade relacionada à renda no acesso à mamografia, entre as mulheres de 50 a 69 anos, a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2003 e 2008)*. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Rio de Janeiro. 2013.

NIKOLAOU, A.; NIKOLAOU, D. *Income-related inequality in the distribution of obesity among Europeans*. Journal of Public Health. Vol. 16, ed. 6, p. 403 – 411, 12 2008.

PAMPEL, F. C.; DENNEY, J. T.; KRUEGUER, P. M. *Obesity, SES, and Economic Development: A Test of the Reversal Hypothesis*. Social Science & Medicine. Vol. 74, p. 1073-1081, 04 2012.

TCHICAYA, A.; LORENTZ, N. *Socioeconomic inequality and obesity prevalence trends in Luxembourg, 1995-2007*. BMC research notes. Vol. 5, p. 467 (1-9), 08 2012.

WAGSTAFF, A. *The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality*. Health Econ. 14 (4), 429–432, 2005.

WAGSTAFF, A., VAN DOORSLAER, E., WATANABE, N. *On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam*. J. Econom. 112 (1), 207–223, 2003.

ZHANG, L.; LIAO, T. F. *Multilevel Effects of Socioeconomic Status and Income Inequality on Obesity among Chinese Adults*. In: <http://paa2013.princeton.edu/papers/132519>. Acesso em 20 de julho de 2017.

ZHANG, Q.; WANG, Y. *Socioeconomic Inequality of Obesity in the United States: Do Gender, Age, and Ethnicity Matter?*. Social Science & Medicine. Vol. 58, p.1171-1180, 04 2004.

7 APÊNDICE

Tabela 10: Decomposição dos ICs das medidas FGT de obesidade por gênero, Ceará, 2013

Variável	Feminino			Masculino		
	Incidência	Intensidade	Severidade	Incidência	Intensidade	Severidade
Idade	0,0314	0,0645	0,0992	0,0320	0,0253	-0,0022
Casado	0,0073	0,0034	0,0014	-0,0065	-0,0063	-0,0017
Branco	-0,0128	-0,0091	-0,0058	0,0076	0,0008	-0,0061
Manual	-0,0261	-0,0406	-0,0643	0,0677	0,0526	0,0340
Fundamental	0,0122	0,0219	0,0257	0,0061	-0,0144	-0,0407
Médio	-0,0081	-0,0084	-0,0071	0,0005	0,0352	0,0601
Superior	-0,0271	-0,0165	0,0011	-0,0610	-0,0305	-0,0267
Densidade	0,0259	0,0319	0,0484	-0,0114	-0,0082	-0,0125
Urbano	0,0343	0,1270	0,1966	0,0144	0,0656	-0,1620
Renda relativa	0,1356	0,0233	-0,0235	0,1513	0,1197	0,1453
Banheiro	0,0093	0,0052	0,0048	0,0013	0,0045	0,0222
Lixo	-0,0048	-0,0020	-0,1427	0,0282	-0,0439	-0,1383
Água	-0,0019	0,0052	0,0038	0,0181	0,0458	0,1110
Resíduo	-0,0590	-0,1542	-0,0964	0,0375	-0,0140	0,2815

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

O IMPACTO DA AMPLIAÇÃO DOS DIREITOS TRABALHISTA PARA OS EMPREGADOS DOMÉSTICOS NA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA

Maria Adreciana Silva de Aguiar*

Priscila Silva Rodrigues**

Natanael Soares Leite***

Guilherme Diniz Irffi****

Resumo

Este artigo analisa o impacto da ampliação dos direitos trabalhistas para as empregadas domésticas previstos na Lei Complementar n.150/2015 sobre o salário/hora, jornada de trabalho, formalização e contribuição para a previdência. A partir dos dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED dos anos de 2014 a 2016 para a Região Metropolitana de Fortaleza, aplicou-se o método de Diferenças-em-Diferenças combinado com o pareamento de escore de propensão (*Propensity Score Matching - PSM*). Definiu-se como grupo de controle as diaristas, já que estas encontram-se desamparadas pela legislação devido à definição de empregado doméstico proposta pela Lei Complementar n.150. Os resultados mostraram que não houve efeito para as variáveis salário/hora e horas trabalhadas. Por outro lado, sugere-se um impacto positivo da implementação da lei na chance do trabalhador doméstico contribuir para a previdência social, assim como possuir carteira de trabalho assinada.

Palavra-Chave: Emprego doméstico, Direitos Trabalhistas, Método de Diferenças-em-Diferenças.

Abstract

This paper analyzes the impact of the expansion of labor rights for domestic workers provided for in Supplementary Law n.150/2015 on salary/hour, working

*Doutoranda em Economia - CAEN/UFC. adreciane@gmail.com. Telefone: (85) 99935-6615.

**Doutoranda em Economia - CAEN/UFC. priscilarodrigues@caen.ufc.br.

*** Doutorando em Economia - CAEN/UFC. natanaelsl@caen.ufc.br.

****Doutor em Economia – CAEN/UFC. irffi@caen.ufc.br.

day, formalization and contribution to social security. Based on data from the Employment and Unemployment Survey - PED for the years 2014 and 2016 for the Metropolitan Region of Fortaleza, the Differences-in-Differences method was applied in combination with the Propensity Score Matching - PSM). The diarists were defined as a control group, since they are helpless by the legislation due to the definition of domestic maid proposed by Complementary Law n.150. The results showed that there was no effect for the wage/hour and hours worked variables. On the other hand, it is suggested a positive impact of the implementation of Supplementary Law n.150 on the chances of the domestic worker contributing to social security, as well as having a signed work permit.

Keywords: Domestic Employment, Labor Rights, Differences-in-Differences Method.

Classificação JEL: R23, J38, J48.

1 INTRODUÇÃO

O emprego doméstico, historicamente, é uma das ocupações de pior remuneração da economia brasileira. Apesar disso, a partir da segunda metade da década de 90, os rendimentos do trabalhador doméstico começam a apresentar uma evolução maior do que os rendimentos dos demais trabalhadores. Essa evolução pode relacionar-se com o crescimento da participação da mulher no mercado de trabalho (MELO; PESSANHA; PARREIRAS, 2011).

O trabalho doméstico no Brasil ainda é predominantemente feminino, dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED revelam que em 2016 as Regiões Metropolitanas de São Paulo, Porto Alegre e Fortaleza tinham uma proporção de mulheres no mercado de trabalho doméstico remunerado de 96,9%, 97,3% e 92,1% respectivamente. Assim o serviço doméstico remunerado continua tendo uma grande importância quando se fala da ocupação das mulheres brasileiras.

Por muito tempo o trabalho doméstico foi negligenciado com relação a legislação, pois não era subordinada a legislação brasileira que trata e regulamenta o mercado de trabalho, a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), de 1943. Apenas, em 11 de dezembro de 1972 houve a edição da Lei 5.859/72, uma lei especial que dispõe sobre a profissão de empregado doméstico. Definiu-se empregado doméstico como “aquele que presta serviços de natureza contínua e de finalidade não

lucrativa à pessoa ou à família no âmbito residencial destas”.

Após a Constituição de 1988, a Lei 5.859/72 passou por mudanças, assegurando aos trabalhadores domésticos direitos como salário mínimo, férias remuneradas e Previdência Social.

Em 2013 a Constituição Federal de 1988 foi alterada pela Emenda Constitucional 72 (EC 72, de 2 de abril de 2013) que ficou conhecida como PEC das domésticas, essa emenda expandiu direitos dos trabalhadores domésticos garantindo assim direitos e garantias que outros trabalhadores já tinham acesso a partir da CLT.

Em 2015 foi regulamentada a PEC das domésticas, a partir da Lei Complementar nº 150 de 1º de junho, que estabeleceu novos benefícios para os trabalhadores domésticos além dos direitos que já foram assegurados em 2013.

Segundo essa lei o empregado doméstico é descrito como: “aquele que presta serviços de forma contínua, subordinada, onerosa e pessoal e de finalidade não lucrativa à pessoa ou à família, no âmbito residencial destas, por mais de 2 (dois) dias por semana”. Com essa limitação temporal as empregadas que trabalham dois dias ou menos, as diaristas, estão desprotegidas pela lei.

Nesse contexto este trabalho tem como objetivo principal examinar se ocorreu algum impacto sobre salário/hora, horas trabalhadas, contribuição para a previdência e postos de trabalho formais das empregadas domésticas na Região Metropolitana de Fortaleza após a regulamentação da PEC das domésticas advindas com a Lei Complementar nº 150 de 1º de junho de 2015. Além disso, pretende-se observar como as características dos empregados domésticos e as características desse mercado de trabalho podem (ou não) ter sofrido modificação após a vigência da Lei.

Para tanto, utiliza-se as informações da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED referente ao período antes (janeiro de 2014 a maio de 2015) e depois (junho de 2015 a dezembro de 2016) da vigência da lei. Como estratégia empírica empregou-se o modelo de *diferenças em diferenças* associado com o pareamento de escore de propensão (*Propensity Score Matching* - PSM).

Este artigo consta de quatro seções além dessa introdução. A segunda seção apresenta a evolução da legislação trabalhista para as empregadas domésticas e

consta de uma breve revisão de literatura contendo uma explanação dos principais trabalhos que tratam sobre o mercado de trabalho das empregadas domésticas no Brasil. A terceira seção aborda as metodologias de diferença em diferenças e *Propensity Score Matching*; na quarta seção, são mostrados os resultados; e, por fim, na quinta seção, as conclusões.

2 EVOLUÇÃO DOS DIREITOS DO EMPREGADO DOMÉSTICO NO BRASIL

Os empregados domésticos, historicamente, receberam um tratamento diferenciado com relação as outras classes trabalhadoras. Mesmo com o Decreto-Lei nº 5.452 de 1º de maio de 1943, que aprovava a Consolidação das Leis Trabalhistas (CLT) a situação dos empregados domésticos permaneceu a mesma, pois no seu artigo 7º esses empregados eram excluídos. Somente em 1960, a Lei 3.807/60, permitiu aos empregados domésticos a filiação à Previdência Social, na qualidade de segurados facultativos. Já a Lei 5.316 de 14 de setembro de 1967 estendeu a previdência social dos empregados domésticos ao acidente do trabalho.

Apenas em 1972, foi publicada uma lei específica para os empregados domésticos (Lei n. 5.859/1972), incluindo-os como segurado obrigatório da Previdência Social, direito a férias anuais remuneradas (20 dias úteis) e a assinatura de carteira. E com o Decreto n. 95.247/87 o empregado doméstico teve direito ao vale transporte.

A maior mudança veio com a Constituição Federal de 1988, os empregados domésticos adquiriram direitos como: salário mínimo, irredutibilidade salarial, décimo terceiro salário, repouso semanal remunerado (preferencialmente no domingo e repouso nos feriados), férias anuais (30 dias com acréscimo de 1/3 do salário normal), licença à gestante (120 dias), licença paternidade (5 dias), aviso prévio (30 dias sem justa causa) e aposentadoria (por invalidez, idade e tempo de serviço).

Em 2000, o Decreto n. 3.361 de 10 de fevereiro concedeu o direito ao seguro desemprego, em caso de dispensa sem justa causa. No ano seguinte, a Lei 10.208/2001 facultou inclusão do empregado doméstico no Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS).

Com objetivo de elevar o número de registro em carteira dos empregados domésticos, a lei n. 11.324 de 19 de julho de 2006, concedeu a possibilidade de

deduzir do Imposto de Renda da Pessoa Física a contribuição paga à Previdência Social pelo empregador doméstico referente ao salário do empregado. Além de estender aos empregados domésticos direitos tais como: i) descanso semanal remunerado; ii) 30 dias corridos de férias; iii) garantia de emprego à gestante, desde a gravidez, até cinco meses após parto, e, iv) vedou-se os descontos no salário dos empregados para fornecimento de habitação, vestuário, moradia, exceto fora do local de trabalho.

Theodoro e Scorzafave (2011) analisaram se a redução dos encargos trabalhistas dessa lei teve impacto sobre a taxa de formalização das trabalhadoras domésticas. A partir dos dados da PME dos anos de 2004 e 2007, utilizaram o pareamento com escore de propensão e o estimador de diferenças em diferenças para garantir o controle das características observáveis e não observáveis. Os achados mostram efeito inconclusivo da lei sobre a formalização.

Em 2 de abril de 2013, foi aprovada a PEC (Projeto de Emenda à Constituição) n.66/2012, conhecida como “PEC das domésticas” (EC 72), com intuito de ampliar os direitos trabalhistas dos empregados domésticos. Essa emenda inclui direitos como jornada de trabalho de 8 horas diárias e 44 horas semanais e pagamento de horas extras.

Referente a essa emenda, Costa, Barbosa e Hirata (2016) investigaram seu impacto sobre a formalização, jornada de trabalho e salários dos empregados domésticos. Além do mais procuraram identificar se a EC72 afetou a probabilidade de se tornar empregada doméstica. Utilizaram o mesmo método aplicado por Theodoro e Scorzafave (2011), porém fazendo uso dos dados das PNADs de 2011 a 2013.

As evidências do estudo supracitado mostram que a probabilidade de se ter carteira assinada aumentou para as empregadas mensalistas, mas não para as diaristas. No entanto, a EC 72 aumentou a probabilidade de ser diarista, sugerindo que houve substituição das empregadas domésticas mensalistas sem carteira por diaristas. Os resultados mostraram ainda que houve indícios de um aumento na formalização e redução da jornada de trabalho para as mensalistas, porém nenhum efeito sobre os salários. Para as diaristas, não foi encontrado efeito.

E, por fim, em 2 de junho de 2015, entrou em vigor a Lei Complementar n.150/2015, que deixou mais claro o critério de definição de vínculo empregatício

dos empregados domésticos (trabalhar mais de dois dias por semana). Com essa Lei Complementar os direitos dos empregados domésticos foram iguados aos direitos das outras classes trabalhistas. Alguns desses direitos se referem a:

- a) Jornada de trabalho: o pagamento de horas extraordinárias acrescidas de 50% do valor normal. Autoriza também a criação do banco de horas para compensação e a opção de jornada de trabalho de 12 horas por 36 horas de descanso. E no caso de viagens, o empregador deverá pagar por hora trabalhada no mínimo 25% superior ao valor da hora normal.
- b) Intervalos (obrigatório o registro de horário): deverão ser de no mínimo 1 hora e máximo 2 horas, porém, havendo um acordo por escrito esse intervalo poderá ser de 30 minutos. Caso o empregado more no local de trabalho o intervalo intrajornada será dividida em dois períodos de no mínimo 1 hora e máximo 2 horas. E o intervalo interjornada não poderá ser menor que 11 horas consecutivas.
- c) Horário noturno: os mesmos direitos previstos na CLT para outro trabalhador, horário noturno será de 22h00 às 5h00 do dia seguinte, a hora de trabalho terá duração de 52 minutos e 30 segundos e o seu adicional será de 20% sobre o valor da hora diurna.
- d) Contrato com prazo determinado: o contrato de experiência tem prazo máximo de 90 dias e o temporário de no máximo 2 anos.
- e) Férias: a alteração foi de poder dividir o período de férias em até 2 períodos. O empregado poderá converter 1/3 de suas férias em abono pecuniário. Assegura também, o empregado continuar no local de trabalho mesmo estando de férias.
- f) Vale transporte: poderá haver a substituição do vale transporte por pagamento em dinheiro.
- g) FGTS: institui uma indenização compensatória prévia, que deve ser depositada pelo patrão na conta vinculada do empregado doméstico, na importância de 3,2% sobre a remuneração devida. Caso haja despedida sem justa causa ou por culpa do empregador, o empregado movimentará o valor depositado.

- h) Criação do “Simples Doméstico”: é um regime unificado de pagamentos de tributos, contribuições e demais encargos do empregador doméstico¹.

Russo e Pero (2017) analisaram os efeitos da Emenda Constitucional 72, de 2 de abril de 2013, e do Simples Doméstico criado pela lei Complementar nº150, de 1º de junho de 2015, sobre a contribuição para a Previdência, rendimento mensal e jornada de trabalho das empregadas domésticas. Além de avaliar a probabilidade dessas trabalhadoras ficarem desempregadas após as intervenções. Utilizando a PNADs Contínuas de 2012 a 2016, aplicaram método de diferenças em diferenças, tendo como grupo de controle as mulheres empregadas na categoria de serviços comércio e limpeza, reponderado por score de propensão.

Os resultados mostram que houve um aumento na probabilidade das trabalhadoras domésticas não estarem trabalhando após a emenda. A promulgação da EC 72 leva a um aumento de aproximadamente 3,8% no rendimento de trabalhadoras domésticas. Os achados revelam ainda que houve aumento da contribuição para Previdência em razão do Simples Doméstico (lei Complementar nº150/2015).

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 Base de Dados e Descrição das variáveis

Os dados selecionados e utilizados na pesquisa são provenientes do banco de dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED que é realizada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação SEADE) e pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE).

Os microdados da PED foram escolhidos para a realização do trabalho, pois, além de fornecer dados que trazem características socioeconômicas do mercado de trabalho ainda nos permite a identificação da Classificação Brasileira de Ocupação – CBO, assim foi possível identificar exatamente os empregados domésticos mensalistas e diaristas. Além disso, essa base de dados se enquadra na metodologia escolhida para análise visto que fornece microdados para um intervalo de meses antes e depois do início de vigência da lei.

¹ Para o trabalhador: recolhimento de 8% a 11% de contribuição previdenciária; Imposto de Renda Pessoa Física, se incidente; para o empregador: 8% de contribuição patronal previdenciária para a seguridade social; 0,8% para financiamento do seguro contra acidentes de trabalho; 8% para o FGTS e 3,2% para demissão sem justa causa.

Por muito anos os trabalhadores domésticos não tiveram os mesmos direitos trabalhista que os demais trabalhadores, que se enquadram nos direitos garantidos pela CLT, com as novas leis e regulamentações os direitos a essa classe foram expandidos o que pode ter resultado em aumento de salários, redução de carga horária e maior formalização e contribuição para a previdência social, por esse motivo essas quatro variáveis foram escolhidas como variáveis dependentes.

As variáveis que compõem características individuais dos empregados domésticos estão descritas de forma detalhada no quadro 1, a seguir:

Quadro 1: Descrição das variáveis

Dependentes	
Ln(Salário/hora) – lnRH	Logaritmo natural do rendimento do trabalho principal por hora dos indivíduos pertencentes aos grupos de controle e tratamento
Ln(Hora) - lnHT	Logaritmo natural das horas semanais trabalhadas no trabalho principal
FORMAL	Variável <i>dummy</i> : recebe valor 1 se o indivíduo possui carteira de trabalho assinada e 0 caso contrário*
Previdência – PREV	Variável <i>dummy</i> : recebe valor 1 se o indivíduo contribui para a previdência social e 0 caso contrário*
Independentes	
Negro / Pardo**	Variável <i>dummy</i> : recebe valor 1 se o indivíduo é de cor negra ou parda e 0 se caso contrário *
Educação	Variáveis <i>dummies</i> que revelam o nível educacional do indivíduo, essas <i>dummies</i> recebem valor um se o indivíduo cursou até determinado nível de estudo e zero caso contrário*
Idade	Variável contínua que indica a idade do indivíduo em anos
Idade ²	Idade ao quadrado
Chefe de Família	Variável <i>dummy</i> : assume valor 1 se o indivíduo é chefe da família e 0 se pertence à outra posição dentro da família*
Estabilidade	Variável contínua que indica o número de meses no trabalho principal.
Mora na Capital	Variável <i>dummy</i> : recebe valor 1 se o trabalhador reside na capital e 0 se reside na região metropolitana*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PED

Nota: *Categoria de referência/controlado. **Quanto à cor do indivíduo, esta não é declarada pelo mesmo, mas advém da observação do pesquisador no momento da entrevista.

3.2 Estratégia Empírica

3.2.1 O Modelo de diferenças em diferenças combinado com PSM

Os modelos de avaliação de impacto geralmente fazem referência e comparam dois grupos, um de tratados, onde nesse grupo encontram-se os que sofreram a ação ou impacto de determinado programa ou efeito e um grupo de controle, estes não sofreram impacto do efeito em questão.

Nos modelos experimentais ou aleatórios é simples a identificação do grupo de controle, pois são simplesmente aqueles que desejariam participar do programa ou sofrer o efeito, porém não foram selecionados, ou seja, a seleção dos participantes ou não participantes do programa é aleatório. Os modelos com dados experimentais corrigem o problema da falta de um contrafactual facilitando o processo de avaliação, esses dados descartam problemas de auto-seleção ligados a viés. (BLUNDELL; DIAS, 2000)

Nos modelos não aleatórios ou com dados não-experimentais a seleção do grupo de controle não é tão simples. Em muitos casos o grupo de controle apresenta algumas características diferentes do grupo de tratamento, principalmente com relação às características não observáveis. Mesmo que se consiga um grupo de controle com características mais correlatas possível com o grupo de tratamento ainda não será possível afirmar que não há diferenças nas características não observadas entre os dois grupos.

Daí a importância do método de *diferenças em diferenças*, pois esse método compara a variação observada no indicador de interesse em dois períodos de tempo, um período anterior ao programa ou efeito e um período posterior, tanto para grupo de tratados como para grupo de controle, o intuito é o de minimizar o efeito dos fatores não observados. Esses fatores podem ser fixos no tempo e afetar tanto o grupo de tratamento quanto o grupo de controle da mesma forma e podem também ser fixo para cada grupo em separado (PEIXOTO *et al*, 2012).

Neste trabalho, o grupo de tratamento inclui os empregados domésticos mensalistas e definiu-se como grupo de controle aqueles que se classificam como diaristas, ou seja, não estão enquadrados na definição de empregado doméstico. O empregado doméstico diarista é aquele trabalhador que oferta o mesmo serviço (ou serviço semelhante) ao do empregado doméstico mensalista, porém trabalha

no máximo dois dias da semana na mesma residência, portanto, encontra-se desamparado pela legislação em vigor.

Apresentando o método de *diferenças em diferenças* por meio de uma regressão linear, temos em um modelo mais simples onde possuímos apenas dois períodos de observação, um primeiro período anterior a intervenção e outro posterior. Podemos expressar o modelo da seguinte forma:

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + \gamma T_{it} + \rho t_{it} + \beta(T_{it}t_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde Y representa as quatro variáveis dependentes analisadas: $\ln RH_{it}$, $\ln HT_{it}$, $FORMAL_{it}$ e $PREV_{it}$; X é um vetor de características observadas; T é uma variável binária que assume valor 1, se o indivíduo é tratado (empregadas domésticas mensalistas) e valor 0, se o indivíduo é do grupo de controle (diaristas); t também é binária e assume possui valor igual a zero quando as variáveis são referentes ao período antes da vigência da lei (janeiro de 2014 a maio de 2015) e é igual a 1 quando é referente ao período após o início de vigência da lei (junho de 2015 a dezembro de 2016); ε é o termo de erro. Logo se a hipótese de $E[\varepsilon|X, T, t] = 0$ é satisfeita, verifica-se que o efeito causado pela lei será avaliado por β que captura o impacto a partir da interação entre T e t.

A equação (1) é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para as variáveis $\ln RH_{it}$, $\ln HT_{it}$, $FORMAL_{it}$ e $PREV_{it}$. Devido à natureza do estudo, os modelos com variável dependente binária, $FORMAL_{it}$ e $PREV_{it}$, foram estimados por OLS², uma vez que, tanto no modelo *logit* quanto no *probit*, todos os regressores estão envolvidos no cálculo das variações na probabilidade (impacto/efeito), enquanto no MPL somente o j-ésimo regressor está envolvido.

Para a realização do método de *diferenças em diferenças* os grupos de tratado e controle não necessariamente precisam ser iguais, dado que a hipótese principal desse modelo é que as diferenças sejam invariantes no tempo, o que poderia levar a um problema onde o impacto encontrado por β pode ser devido a diferenças das características entre os grupos de tratado e controle e não exatamente a sanção da lei.

Na tentativa de minimizar esse problema além do modelo de *diferenças em diferenças* será realizado a Reponderação por Escore de Propensão (*Propensity Score Matching* - PSM). Utilizou-se o PSM para reponderar o grupo de controle

² Exemplo de artigo que também usa OLS para variáveis binárias ver Lichand e Mani (2016).

na tentativa de torná-lo o mais parecido possível com o grupo de tratamento. A ideia é que a combinação do modelo de *diferenças em diferenças* com a reponderação por escore de propensão resulte em uma melhor estimação pois, enquanto o modelo de *diferenças em diferenças* tenta corrigir viés de seleção associado com as características constantes no tempo, tanto as que são observáveis quanto as não observáveis, a reponderação tenta corrigir viés associado com as características observáveis e de ausência de suporte comum.

O trabalho propõe como grupo de controle aqueles que se classificam como diaristas. Assim usaremos a reponderação a fim de tornar esse grupo de controle o mais semelhante possível aos empregados domésticos mensalistas.

O escore de propensão é a probabilidade estimada de o indivíduo pertencer ao grupo de tratamento a partir do modelo *probit*, onde estimação é feita somente para o período anterior a lei:

$$ps_i(Z_i) = Prob(T_i = 1|Z_i) = \Phi(Z_i\delta) \quad (2)$$

Onde Φ é a função acumulada da distribuição Normal e Z_i são as características observáveis. A partir disso a equação (1) é ponderada por w , onde w é:

$$w_{it} = T_{it} + (1 - T_{it}) \times ps_{it} \times (1 - ps_{it})^{-1} \quad (3)$$

Assim para o grupo de controle, quanto maior for o escore de propensão maior será o peso e para os trabalhadores domésticos o peso é sempre igual a 1.

Esse pareamento permite estimar o efeito tratamento sobre os tratados (*Average Treatment on Treated* – ATT).

4 RESULTADOS

4.1 Análise Descritiva dos Dados

Na tabela 1 encontram-se as estatísticas descritivas para as trabalhadoras³ domésticas mensalistas e diaristas, para os períodos antes da Lei complementar Nº 150/2015 (janeiro de 2014 a maio de 2015) e depois da lei (junho de 2015 a dezembro de 2016). Observa-se que a maioria das empregadas domésticas mensalistas e diaristas são negras ou pardas. Com relação a idade, vê-se que as diaristas são um pouco mais velhas, com idade média em torno de 42 anos. Assim como são

3 Foram selecionadas apenas as mulheres pois fazem parte de 93% da amostra de trabalhadores tanto mensalistas como diaristas.

as diaristas também que possuem maior proporção de chefes de família.

Observando as variáveis referente à educação, verificou-se que nos dois grupos de trabalhadoras analisadas existe uma maior proporção de mulheres que não concluíram o ensino fundamental. Evidência semelhante a encontrada por Vieceli (2015).

Porém, percebe-se que há uma pequena queda na proporção dessas trabalhadoras sem instrução na comparação do período antes e depois da mudança na legislação, passando de 58% para 56% para as mensalistas e de 61% para 57% para as diaristas. Enquanto que as empregadas mensalistas com ensino fundamental completo representam, em média, 24% antes e 27% depois da lei entrar em vigor, para as diaristas esse resultado passa de 23% para 26%. O percentual de trabalhadoras com ensino médio completo fica entre 16 e 17% para ambos os grupos. Dentre as empregadas domésticas ainda apresenta, mesmo que pequeno, um percentual de mulheres com ensino superior completo. Conclui-se, portanto, que as mensalistas têm um nível de escolaridade maior do que as diaristas.

Tabela 1 – Perfil do Empregado Doméstico da RMF de 2014 a 2016

	Empregado Doméstico Mensalista (%)		Empregado Doméstico Diarista (%)	
	Antes*	Depois**	Antes*	Depois**
Negro/Pardo	88,95	88,00	86,95	88,19
Idade (média)	40,75	41,81	42,43	42,51
Educação				
Sem Instrução	58,23	56,04	60,69	57,22
Fundamental Completo	24,01	27,35	23,49	25,72
Médio Completo	17,53	16,47	15,82	17,06
Superior Completo	0,23	0,15	-	-
Chefe de Família	32,62	34,65	37,68	41,47
Mora na capital	77,21	74,14	79,93	74,80
Estabilidade (média)	59,36	62,02	63,29	59,75
Formal	35,67	41,21	0,33	0,39
Previdência	37,73	43,37	7,83	8,27
Salário/hora (média)	4,99	5,11	7,91	8,22
Horas (média)	43,11	40,91	25,67	23,19
Nº Observações	1.312	1.342	613	762

Fonte: Elaboração dos Autores - Dados da PED de 2014 a 2016.

Nota: *Antes da lei: período de jan/2014 a maio/2015. **Depois da lei: período de jun/2015 a dez/2016.

A maioria das trabalhadoras mensalistas e diaristas da Região Metropolitana de Fortaleza moram na capital. O tempo médio na ocupação principal aumentou depois da lei para as empregadas domésticas mensalistas e diminuiu para as diaristas.

Há uma grande diferença com relação a formalização das empregadas domésticas. Enquanto que no período anterior a lei, em média, 36% das mensalistas possuíam carteira de trabalho assinada, no período posterior essa proporção passou a ser de 41%. Por outro lado, dentre as empregadas diaristas esse percentual nem chega a 1% em ambos os períodos analisados.

Como esperado devido à natureza do vínculo, as mensalistas contribuem mais para a Previdência Social do que as diaristas (em torno de 8%). Havendo uma mudança significativa na média dessas mensalistas que contribuem para a previdência, no período de 2014 a 2016 passando de 38% para 43%.

A média do salário/hora para as empregadas mensalistas não variou no período analisado, ficando em torno de R\$ 5,00. Já o salário/hora observado para as diaristas é maior, passando de R\$ 7,91 para R\$ 8,22 no período de 2014 a 2016.

A nova legislação limitou a jornada de trabalho dos trabalhadores domésticos a 44 horas semanais, equiparando as demais categorias de trabalhadores. Com isso, percebe-se que a jornada média de trabalho para as domésticas sofreu redução no período de análise.

4.2 Resultado do Impacto da Lei complementar Nº 150/ 2015

O trabalho proposto buscou observar se a implementação da Lei Complementar nº 150/2015 gerou algum impacto sobre o salário/hora, horas trabalhadas, carteira de trabalho assinada e previdência social para Região Metropolitana de Fortaleza, para isso foram utilizados controles de acordo com as características desses trabalhadores.

Espera-se que a partir do início de vigência da lei haja um impacto positivo no rendimento por hora dos empregados domésticos, devido a obrigatoriedade de salário igual ou maior que o mínimo, bem como a determinação de pagamento por hora extra. Quanto a variável quantidade de horas trabalhadas na semana o esperado é que o impacto seja negativo, devido a jornada de trabalho de no máximo 44 horas semanais.

Um impacto positivo é esperado também sobre a contribuição para previdência devido a maior formalização, que também se acredita que haja impacto positivo, com maiores chances do trabalhador doméstico possuir carteira de trabalho assinada.

A tabela 3 revela as evidências dos modelos de *diferenças em diferenças* com e sem pareamento, utilizando como contrafactual os trabalhadores que se encontram na condição de diarista já que não são “amparados” pela lei em questão. Como os efeitos encontrados demonstram que não há diferenças expressivas no modelo estimado com ou sem pareamento, decidiu-se por se fazer a análise para o modelo de *diferenças em diferenças* sem pareamento.

Tabela 2 – Análise do DIF-DIF: Efeito da Lei complementar N° 150/2015

	Dif - Dif	Dif – Dif com PSM
Ln(Salário/Hora)	0,004 (0,033)	0,000 (0,033)
Ln(Hora)	0,036 (0,034)	0,027 (0,034)
Previdência	0,052** (0,024)	0,044* (0,024)
Formal	0,055*** (0,019)	0,054*** (0,019)

Fonte: Elaboração dos Autores - Dados da PED de 2014 a 2016.

Nota: (a) Erro padrão robusto em parênteses; Nota: Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%.

Observa-se que as variáveis dependentes salário/hora e horas trabalhadas não apresentaram significância estatística, logo nada podemos inferir sobre os seus resultados. Portanto não há evidência empírica de ocorrência de qualquer efeito da Lei complementar n° 150/2015 sobre os rendimentos por hora e jornada de trabalho dos trabalhadores domésticos da Região Metropolitana de Fortaleza.

A variável dependente previdência que designa se o empregado doméstico contribui ou não para previdência, apresentou resultado positivo e estatisticamente significativo a 5%. Portanto, sugere-se impacto positivo da implementação da Lei Complementar n° 150 nas chances do trabalhador doméstico contribuir com a previdência social. Essa probabilidade é cerca de 5,2 p. p. maior do empregado doméstico contribuir com a previdência após a implementação da lei. Isso pode caracterizar um efeito favorável de acordo com o esperado dado os anseios de que essa classe trabalhadora obtenha os mesmos direitos e benefícios das demais

classes amparadas pela legislação trabalhista advinda da CLT.

Outra variável que também apresentou resultado esperado foi a variável que designa se o trabalhador doméstico possui carteira de trabalho assinada, esta apresentou resultado positivo e significante a 1%. O que demonstra que a partir do início de vigência da lei ocorreu impacto positivo, de cerca de 5,5 p.p. sinalizando que se comparados os períodos antes e depois da lei as chances dos empregados domésticos possuírem carteira de trabalho assinada é maior no período pós-vigência do que no período anterior a lei. Esse achado pode indicar também melhores condições no mercado de trabalho após a implementação da lei, menor grau de informalidade por parte daqueles que estão na posição de empregadas domésticas mensalistas se comparadas com as diaristas que foram utilizadas como grupo de controle na análise. Esse resultado é similar ao encontrado por Costa, Barbosa e Hirata (2016) quando fizeram a mesma análise só que para a Emenda Constitucional 72 (EC 72, de 2 de abril de 2013), também utilizando trabalhadores diaristas como grupo de controle.

5 CONCLUSÃO

Este estudo verifica os possíveis impactos provocados pela Lei Complementar nº 150 de 1º de junho de 2015 sobre as condições de trabalho das empregadas domésticas da Região Metropolitana de Fortaleza. Essa lei deixou mais preciso o critério de definição de vínculo empregatício dos empregados domésticos, ou seja, trabalhar mais de dois dias por semana, deixando as diaristas desprotegidas.

Para tanto, usando os dados da PED referente ao período antes e depois das intervenções, respectivamente, janeiro de 2014 a maio de 2015 e junho de 2015 a dezembro de 2016, estimou-se um modelo de *diferenças em diferenças* associado com o pareamento de escore de propensão (*Propensity Score Matching* - PSM).

A análise estatística dos dados para as empregadas domésticas mostra uma maior proporção de mensalistas e diaristas que nem concluíram o ensino fundamental. Observa-se que a maioria das empregadas domésticas mensalistas e diaristas são negras ou pardas e possuem idade média em torno de 40 a 42 anos. Há uma grande diferença com relação a formalização das empregadas domésticas. Enquanto que no período anterior a lei, em média, 36% das mensalistas possuíam carteira de trabalho assinada, no período posterior essa proporção passou a ser de 41%. Havendo também uma mudança significativa na média de mensalistas que

contribuem para a previdência social, no período de 2014 a 2016 passando de 38% para 43%.

Os resultados do modelo apontam que as variáveis dependentes salário/hora e horas trabalhadas não apresentaram significância estatística. Já a variável dependente previdência apresentou resultado positivo e estatisticamente significativa a 5%. Portanto, sugere-se impacto positivo da implementação da Lei Complementar nº 150 nas chances do trabalhador doméstico contribuir com a previdência social.

A variável que designa se o trabalhador doméstico possui carteira de trabalho assinada demonstrou que a partir do início de vigência da lei ocorreu impacto positivo, de cerca de 5,5 p.p.. Esse achado sinaliza que, se comparados os períodos antes e depois da lei, as chances dos empregados domésticos possuírem carteira de trabalho assinada é maior no período pós-vigência do que no período anterior a lei.

As evidências indicam melhores condições no mercado de trabalho da Região Metropolitana de Fortaleza após a implementação da Lei Complementar nº 150/2015, com menor grau de informalidade por parte daqueles que estão na posição de empregadas domésticas mensalistas se comparadas com as diaristas, e portanto, não amparadas pela lei em questão.

REFERÊNCIAS

BLUNDELL, R.; DIAS, C. M. Evaluation methods for non-experimental data. **Fiscal studies**, v. 21, n. 4, p. 427-468, 2000.

BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Emenda Constitucional nº72, de 2 de abril de 2013.

_____. **Lei Complementar no 150, de 1 de junho de 2015**. Dispõe sobre o contrato de trabalho doméstico. 2015.

COSTA, J.; BARBOSA, A. L. N. H.; HIRATA, G. **Efeitos da ampliação dos direitos trabalhistas sobre a formalização, jornada de trabalho e salários das empregadas domésticas**. Brasília: Ipea, 2016. (Texto para Discussão, n. 2241).

LICHAND, G.; MANI, A. Cognitive Droughts. Cambridge, MA 02138. jan.2016. Disponível em: <<https://scholar.harvard.edu/glichand/publications/cognitive-droughts>>.

MELO, Hildete Pereira; PESSANHA, Márcia Chamarelli; PARREIRAS, Luis Eduardo. Da cozinha para o mercado: a evolução dos rendimentos dos trabalhadores domésticos nos anos 90. **Mulher e trabalho**, v. 2, 2011.

PEIXOTO, B. et al. Avaliação Econômica de Projetos Sociais. **São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora**, 2012.

IBGE. Indicadores IBGE. **Pesquisa Mensal de Emprego**. Junho, 2017. Disponível em < <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme/default.shtm> > Acesso em: 20 de junho de 2017.

RUSSO, Felipe Mendonça; PERO, Valéria Lúcia. Efeitos do aumento da proteção trabalhista sobre trabalhadoras domésticas: impactos da EC 72 e do Simples Doméstico. Ln: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2017, Natal. **Anais... ANPEC- Associação nacional dos centros de pós-graduação em economia**, 2017.

THEODORO, Maria Isabel Accoroni; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme. Impacto da redução dos encargos trabalhistas sobre a formalização das empregadas domésticas. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 1, p. 93-109, 2011.

VIECELI, Cristina Pereira. **Economia e relações de gênero e raça: uma abordagem sobre o emprego doméstico no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS, Porto Alegre, 2015.

APÊNDICE

Tabela A.1 – Probit para as empregadas domésticas mensalistas

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	p> z
Idade	-0,048***	0,018	0,010
Idade ²	0,000**	0,000	0,030
Chefe de família	-0,094	0,064	0,141
Negro/Pardo	0,113	0,092	0,218
Ens. Fund. comp.	-0,017	0,074	0,818
Ens. Med. Comp.	0,021	0,085	0,807
Mora na Capital	0,086	0,073	0,237
Estabilidade	2,30e-06	0,000	0,995
Constante	1,418***	0,406	0,000

Fonte: Elaboração dos Autores a partir dos dados da PED.

Nota: Níveis de significância: ***1% e **5%.

Tabela A.2 – Teste de balanceamento das médias

Variável	Não reponderado (NR) / Reponderado (R)	Tratado	Controle	p> t
Idade	NR	41.291	42.472	0.001
	R	40.775	41.446	0.106
Idade ²	NR	1813.4	1902.1	0.002
	R	1778.4	1827.6	0.160
Chefe de família	NR	0.3371	0.3978	0.000
	R	0.3270	0.3316	0.802
Negro/Pardo	NR	0.8852	0.8764	0.408
	R	0.8899	0.8967	0.579
Ens. Fund. comp.	NR	0.2575	0.2473	0.482
	R	0.2406	0.2369	0.823
Ens. Med. Comp.	NR	0.1702	0.1651	0.678
	R	0.1757	0.1662	0.520
Mora na Capital	NR	1.2431	1.2291	0.322
	R	1.2277	1.2208	0.675
Estabilidade	NR	60.557	61.333	0.771
	R	59.354	60.816	0.651

Fonte: Elaboração dos Autores a partir dos dados da PED.

O SEGREDO PARA A FELICIDADE: UM ESTUDO COMPARATIVO ENTRE ESTADOS

Daniel Suliano*

Lilian Ribeiro**

Domingos da Silva***

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar os determinantes da felicidade sob a luz de um enfoque regional fazendo uso da base de dados da *Word Values Survey* (WVS) para o ano de 2014. Para tanto, foi estimado um modelo *logit* ordenado a partir de um conjunto de atributos pessoais dos entrevistados para duas unidades federativas com características socioeconômicas bem distintas: Ceará e São Paulo. Diversos resultados aqui obtidos estão em consonância com a literatura, muito embora não se tenha um padrão comum. As variáveis ocupacionais, por exemplo, não corroboram os maiores níveis de insatisfação e infelicidade das pessoas desempregadas. Por outro lado, os resultados para o Ceará ratificam a relação de U entre idade e felicidade. Associações positivas com o bem-estar para casados além da contrariedade no que concerne a crença da paternidade são outras evidências observadas. Os resultados também reforçam que maior renda não se traduz em uma vida mais satisfatória.

Palavras-Chave: Felicidade; Ceará; São Paulo; *Word Values Survey*.

Classificação JEL: I12; I30; I31

Abstract

The purpose of this paper is to analyze the determinants of happiness under the light of a regional approach using the database of the *Word Values Survey* (WVS) for the year 2014. We estimated a *logit* model ordered from a set of

*Analista de Políticas Públicas. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica Do Ceará.

E-mail: daniel.suliano@ipece.ce.gov.br. Telefone: (85) 98705-0196.

**Professora do Departamento de Economia e Finanças da Universidade Federal do Ceará.

E-mail: liadiniz-21@hotmail.com.

*** Economista. e-mail: domingsbrito@gmail.com.

personal attributes for two federal units with very distinct socioeconomic characteristics: Ceara and Sao Paulo. Several results obtained here are in agreement with the literature, although there is no common standard. Occupational variables, for example, do not corroborate the higher levels of unhappiness of the unemployed. On the other hand, the results for Ceara confirm the relationship between age and happiness. Positive associations with well-being for married couples besides the contrariety regarding the paternity belief are other evidences observed. The results also reinforce that higher income does not translate into a more satisfying life.

Keywords: Happiness; Ceara; Sao Paulo; *Word Values Survey*.

JEL Classification: I12; I30; I31

1 INTRODUÇÃO

A felicidade tem sido objeto de reflexão desde os filósofos na Grécia antiga, tendo em Aristóteles (384 a.C. – 322 a.C.) e Epicuro (341 a.C. – 270 a.C.) os principais proeminentes. De fato, enquanto para o primeiro o entendimento da felicidade estava associado à atividade da alma realizada em conformidade com a virtude¹, para o segundo o prazer é o princípio e o fim da vida feliz².

No entanto, a Revolução Industrial iniciada na Inglaterra nos séculos XVIII e XIX ao ocasionar um inédito progresso humano através de um contínuo crescimento econômico redefiniu paradigmas no que concerne a felicidade.

Como observa Deaton (2017), durante milhares de anos, quem tivesse sorte de sobreviver na infância seria no restante da vida assolado pela pobreza. Por outro lado, Revolução Industrial e teorias microbianas das doenças melhoraram significativamente os padrões de vida das pessoas como também mais que dobrou as expectativas de vida do que em qualquer outro momento da história.

Todas essas mudanças requerem novos arquétipos de análise. No campo econômico, por exemplo, as métricas de medição, como o Produto Interno Bruto (PIB) e Contas Nacionais data do final dos anos 1930³. De acordo com Resende (2015), em que pese sua adequação como indicador de atividade, essencialmente

1 Ver Aristóteles (1991).

2 Ver Botton (2000).

3 Simon Kuznets (1901–1985) e Richard Stone (1913–1991) foram laureados com o prêmio Nobel de economia de 1973 e 1984, respectivamente, por contribuições relativas ao desenvolvimento do sistema de contas nacionais tendo o PIB como o indicador econômico mais utilizado na mensuração da atividade econômica.

agrícola e industrial para economias avançadas da primeira metade do século XX, no mundo de hoje o conceito de PIB não parece ser adequar a realidade, sobretudo como indicador de qualidade de vida.

Não obstante, o PIB vem sendo utilizado largamente como medidor do progresso e do desenvolvimento dos países em geral. Ademais, gestores e formuladores de políticas têm-se preocupado muitos mais com a maximização do PIB do que com o real padrão de bem-estar social [Ribeiro e Marinho (2017)]. Por sua vez, para Chen (2015) o PIB não pode ser considerado como indicador de que a sociedade vai bem, pois não consegue capturar muitos componentes de bem-estar. Shrotryia (2013) também avalia que os indicadores econômicos podem medir o nível de desenvolvimento e crescimento de uma nação, mas não leva em consideração o efetivo padrão de vida das pessoas.

Em contrapartida, na década de 1970 o Reino do Butão buscou medir o nível de bem-estar de uma população com base no padrão de vida, saúde, educação, governança, vitalidade comunitária, resiliência ecológica, uso equilibrado do tempo e bem-estar psicológico através do índice de Felicidade Interna Bruta (FIB).

Adicionalmente, Kahneman (2012) observa que felicidade não é uma avaliação natural e fácil exigindo uma dose razoável de pensamento preferindo o uso do termo “bem-estar subjetivo”. Neste contexto, Deaton (2017) utiliza apenas o termo bem-estar para designar tudo aquilo que faz bem a uma pessoa e que ajuda a tornar a vida melhor. De maneira mais específica, o conceito abrange quatro vetores: bem-estar material, bem-estar físico e psicológico, educação e participação na sociedade.

Em outra perspectiva, o economista e professor de ciências comportamentais Paul Dolan segue uma linha de pesquisa na qual conceitua a felicidade pela maneira como se aloca a atenção. De acordo com Dolan (2015), é preciso decidir sabiamente no que prestar atenção tendo em conta que não ser feliz plenamente é resultante de má alocação de tempo, o que permite ampliar marginalmente a felicidade quando se rearranja a atenção mais eficientemente.

No Brasil, pesquisas relacionadas à felicidade e nível de bem-estar ainda são incipientes, sobretudo aquelas que discorrem efeitos mais locais. Embora não utilize base de dados nacionais, o livro seminal de Giannetti (2002) é um ensaio que discorre sobre a felicidade humana através de diálogos filosóficos com

personagens tipicamente brasileiros. Corbi e Menezes Filho (2006) e Ribeiro e Marinho (2017) são outros trabalhos nacionais referentes ao tema utilizando dados da *Word Value Survey* (WVS).

Outros estudos empíricos também discutiram a temática em nível local. Em Sales *et al.* (2013) foi feita uma discussão da felicidade para a cidade de Lavras (MG) a partir de uma adaptação do questionário do FIB, enquanto Del Bianco *et al.* (2016) investigou os fatores que afetam a felicidade dos moradores de Cascavel (PR). Finalmente, Aydos *et al.* (2017) teve como análise fatores econômicos e sociais sobre os níveis de felicidade subjetiva de Campo Grande, Mato Grosso do Sul.

Sob um prisma regional, são escassas as análises que tratam do tema, muito embora estudos como o de Barros (2011) ressaltem a existência de um problema regional. De fato, de acordo com IPECE (2017) quase 1/3 da renda produzida no Brasil é proveniente do Estado de São Paulo, enquanto o Ceará concentra pouco menos de 2% desse total.

Dentro dessa temática, Pessôa (2001, 2011) diferencia o problema da baixa renda per capita por motivo regional do problema da baixa renda per capita por motivo social no qual o primeiro caso uma região apresenta baixa renda per capita em razão de características idiossincráticas da região, enquanto no segundo a região é pobre por conta de características dos moradores da região.

Diante de tais assertivas, o objetivo deste trabalho é verificar a contribuição de variáveis sociais e econômicas obtidas do *World Values Survey* (WVS) como determinantes da felicidade a partir de uma análise regional entre duas unidades da federação com características econômicas distintas: Ceará e São Paulo.

A WVS, sediada na Áustria, teve início em 1981 com pesquisas nacionalmente representativas sendo, atualmente, realizada em quase 100 países. É uma rede global de cientistas sociais que tem como objetivo estudar mudança de valores e seu impacto na vida social e política. Adicionalmente, procura ajudar cientistas e formuladores de políticas a entender mudanças nas crenças, valores e motivações das pessoas.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais quatro seções. Na segunda seção é feita uma análise holística acerca da felicidade e do bem-estar além

de enfatizar evidências empíricas. Algumas evidências são levantadas bem como uma descrição da base de dados a ser utilizada e do modelo econométrico estimado são objetos da terceira seção. As análises e discussões dos resultados encontrados de acordo com a literatura especializada são feitas na quarta seção. Por fim, são apresentadas as considerações finais.

2 UMA VISÃO HOLÍSTICA DA LITERATURA DE FELICIDADE

Como dito acima, o tema felicidade depois de ser objeto de investigação nas primeiras escolas de filosofia na Grécia Antiga transfigurou-se em diversos conceitos assim como adquiriu enorme capilaridade nas mais distintas áreas.

No final do século XVIII, a filosofia utilitarista, tendo como seu maior expoente e fundador Jeremy Bentham (1748-1832) tinha como ideia central que o mais elevado objetivo da moral é a maximização da felicidade. Como destaca Sandel (2009), a filosofia utilitarista reconhece que somos regidos pelos sentimentos de prazer e dor definindo como utilidade qualquer coisa que produza prazer ou felicidade e que evite a dor ou o sofrimento.

Adam Smith (1723-1790), o mais proeminente economista e tido como fundador das ciências econômicas, na condição de professor de filosofia moral também discorreu sobre questões relativas à conduta. De fato, Roberts (2015) lembra que Smith afirmava que prestar atenção no modo como sua conduta é percebida oferece mais do que um agradável benefício colateral podendo também levar a serenidade, tranquilidade e a felicidade.

Mesmo que Smith (2002) descrevesse nos sentimentos das pessoas vantagens em melhorar suas condições ao adquirir notoriedade, simpatia, complacência e aprovação social, o mesmo não era um adepto da busca frenética por fortuna na medida em que a felicidade humana vem da consciência de sermos amado sendo para ele o sentimento do amor um fim em si.

Não obstante a diversidade na definição do conceito, alguns pontos podem vir à baila no que tange ao que vem a ser felicidade. Desde os ensinamentos de Epicuro já se alertava que o alcance da felicidade como bem supremo exige trabalho duro e não é algo que acontece com facilidade. De acordo com Harari (2016), o teto de vidro da felicidade é mantido por um pilar psicológico e um biológico. No caso do primeiro, a felicidade depende mais de expectativas do que de

condições objetivas. No campo biológico, expectativas e felicidade são determinadas eminentemente pela bioquímica e não pela situação econômica e social.

Por outro lado, Corbi e Menezes Filho (2006) atestam que o termo felicidade pode ser considerado uma tarefa muito trabalhosa de ser levada a cabo, pois sua definição pode ser associada a muitos conceitos e definições que dificultam uma especificação de forma consistente e abrangente.

Para Dorji (2004), por exemplo, a felicidade é definida simplesmente como uma instância de profundo prazer ou contentamento com as circunstâncias de alguém sendo, portanto, um estado de espírito.

Além disso, os trabalhos que tratam das especificações do nível de bem-estar e da felicidade das populações vêm ganhando notoriedade e demonstrando que a temática é passível de múltiplas análises, além de esforços para a criação de indicadores capazes de captar e indicar o fenômeno [Del Bianco *et al.* (2016)].

De fato, Chen (2015) aborda a felicidade como sendo um bem público, resultante da garantia de um bem-estar sustentável, lembrando para a distinção entre o conceito de felicidade da literatura ocidental, que considera aspectos objetivos, e o da cultura butanesa, que considera aspectos subjetivos. Nesta perspectiva, Shrotryia (2013) discorre que a felicidade é um sentimento individual, mas é o bem-estar da coletividade que gera resultados positivos para uma nação.

De acordo com Verma (2017), estudos sobre felicidade nos fornecem uma melhor compreensão dos aspectos subjetivos do bem-estar e informações importantes sobre como o desenvolvimento, além seus determinantes como renda e condições materiais podem ser realocados para a melhoria da qualidade de vida.

A capilaridade do termo felicidade também faz parte de um campo da psicologia, a chamada psicologia positiva, no qual ajuda as pessoas a encontrar a felicidade e sentido para a vida. De acordo Seligman (2004), os três pilares da psicologia positiva são o estudo da emoção positiva, o estudo dos traços positivos e o estudo das instituições positivas (democracia, família e a liberdade). Estas instituições dão suporte às virtudes, um dos traços positivos⁴, que, por sua vez, apoiam as emoções positivas.

Seligman (2004) também ressalta que a psicologia positiva vai além da

4 As forças e as habilidades (inteligência e capacidade atlética) também são traços positivos.

“felicilogia” ou hedonismo, característica esta resultante daqueles que gerenciam a vida pelo máximo de bons momentos e o mínimo de maus momentos. Em oposição, o autor pondera que a soma total de nossos sentimentos passageiros mostra-se uma medida muito imprecisa para a avaliação de um episódio, seja um filme ou uma vida.

Por outro lado, em estudos mais recentes, Seligman (2011) avança no conceito de psicologia positiva ao descrever que seu principal tema é o bem-estar, que, por sua vez, tem como principal critério o florescimento. Assim, nesta perspectiva, bem-estar trata-se de um constructo, e felicidade uma coisa real, definida como uma entidade diretamente mensurável.

De forma mais específica, a teoria do bem-estar nega que o tema da psicologia positiva seja uma coisa real; ele é, antes, um construto com diversos elementos mensuráveis, cada um deles contribuindo para formar o bem-estar, mas nenhum deles o exaurindo. A teoria do bem-estar tem cinco elementos, cada um deles com três propriedades⁵. Os cinco elementos são: emoção positiva, engajamento, sentido, relacionamentos positivos e realização [Seligman (2011)].

O economista Paul Dolan trabalhando na interface entre economia, psicologia, filosofia e políticas públicas define felicidade como experiências de prazer e propósito ao longo do tempo. Nesse contexto, estar mais interessado nas experiências de vida das pessoas do que nas avaliações que elas fazem da própria vida. Assim, a felicidade é determinada pela maneira como você aloca sua atenção⁶.

Adicionalmente, ser feliz de verdade é encontrar o melhor equilíbrio pessoal entre prazer e propósito. Cada um pode ser tão feliz ou tão triste quando comparado com outro indivíduo, mas com combinações muito diferentes de prazer e propósito. Dolan (2015) chama isso de princípio do prazer e do propósito (PPP).

Na literatura econômica nacional, Ribeiro e Marinho (2017) ao analisarem os determinantes da felicidade e do bem-estar no Brasil utilizando um conjunto de variáveis pessoais e variáveis macroeconômicas constataram que a renda influencia positivamente a probabilidade dos indivíduos serem felizes, porém sua relevância é menor que o fato do indivíduo estar empregado ou ter curso superior.

5 Cada elemento do bem-estar deve possuir três propriedades para ser considerado um elemento: 1) Ele contribui para a formação do bem-estar; 2) Muitas pessoas o buscam por ele próprio, e não apenas para obter algum dos outros elementos; 3) É definido e mensurado independentemente dos outros elementos (exclusividade).

6 Uma boa analogia empregada por Dolan (2015) é dizer que a filmadora é muito mais eficiente para mostrar como nos sentimos felizes ao longo do tempo do que retratos instantâneos da satisfação com a vida.

No seminal artigo sobre felicidade no Brasil Corbi e Menezes (2006) associaram o conceito a algumas variáveis, tais como renda, desemprego, educação, sexo, estado civil e idade. Os autores constataram forte relação entre a probabilidade de ser feliz e o nível de renda da população, uma vez que pessoas ricas e com emprego têm mais chances de serem felizes. Em relação às características pessoais, indivíduos casados, mostram-se, na média, mais felizes que os outros. Já em relação à idade, a felicidade tende a atingir o ponto mínimo por volta dos 54 anos.

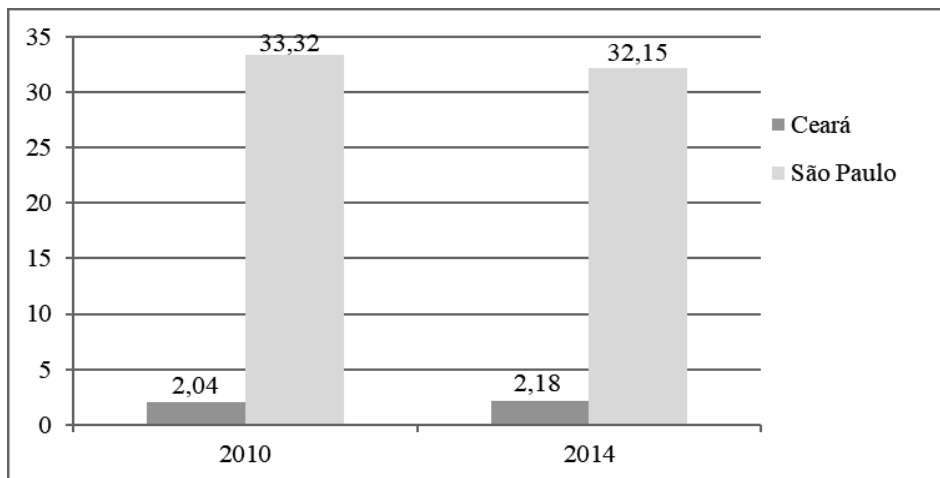
Nos trabalhos de âmbito regional, Sales *et al.* (2013) busca através de uma adaptação do questionário FIB na cidade de Lavras (MG) avaliar se aspectos como sexo, idade, escolaridade e localização geográfica podem implicar diferenças nos níveis de felicidade dos indivíduos. Os resultados revelaram níveis distintos de felicidade de acordo com o seu sexo, idade, escolaridade ou região que residem, em sete dos nove indicativos do FIB e no próprio índice FIB (exceto quanto à resiliência ecológica e diversidade cultural e resiliência).

Em Del Bianco *et al.* (2016) questionários avaliaram fatores pessoais que poderiam afetar a felicidade dos indivíduos dos moradores de Cascavel (PR). Dentre os resultados, ser otimista, praticar exercícios físicos e participar de algum grupo social foram os fatores que mais afetaram positivamente a felicidade. Ao utilizar um questionário do tipo survey, Aydos *et al.* (2017) analisaram a influência de fatores econômicos e sociais sobre os níveis de felicidade subjetiva da população do município de Campo Grande, Mato Grosso do Sul. Escolaridade, idade, estado civil e o estado de origem são fatores que influenciam mais fortemente nos níveis de felicidade dos moradores da cidade.

3 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

3.1 Visão Regional Socioeconômica

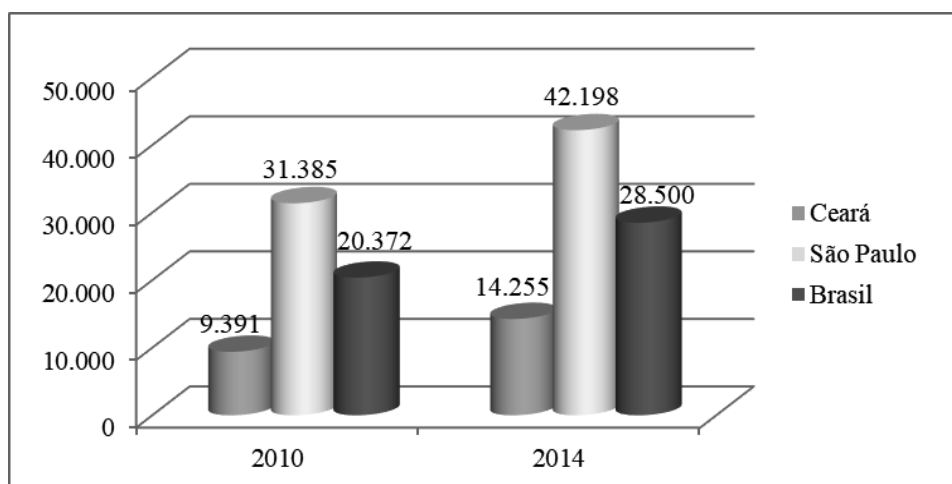
O Gráfico 1 a seguir apresenta a participação do Produto Interno Bruto (PIB) do Ceará e de São Paulo no total nacional para os anos de 2010 e 2014. Como o PIB pela ótica da renda é calculado pelo somatório de fatores além de ser um indicador de riqueza, pode-se a partir deste conceito observar diferenças entre as unidades federativas.

Gráfico 1: Participação no Produto Interno Bruto

Fonte: IBGE. Elaboração pelos autores.

Em primeiro lugar, destaca-se que a participação da atividade econômica de ambas as regiões não apresenta fortes variações em relação ao total nacional no intervalo de 4 anos. Adicionalmente, é revelador que o estado de São Paulo tenha uma capacidade de riqueza 16 vezes maior que o Ceará.

Neste mesmo contexto, os dados do Gráfico 2 apresenta o PIB per capita a preços correntes novamente para Ceará e São Paulo e também para o Brasil nos anos de 2010 e 2014. Como observam Feijó e Ramos (2013, 2017), o PIB per capita é uma referência importante como medida sintética de padrão de vida e desenvolvimento econômico além de ser largamente utilizado como uma aproximação de bem-estar, não obstante suas limitações.

Gráfico 2: Produto Interno Bruto per capita a preços correntes

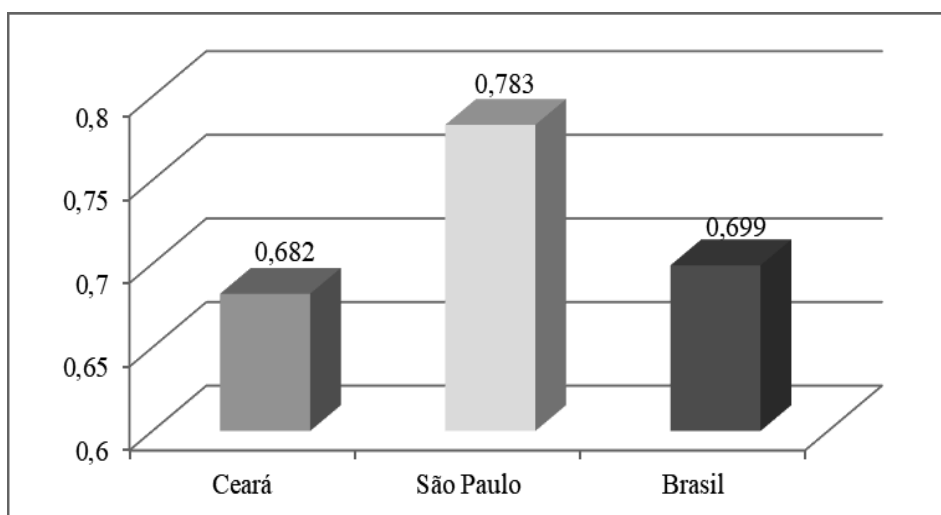
Fonte: IBGE. Elaboração pelos autores.

Os dados do gráfico acima reforçam as evidências iniciais do gráfico anterior no que concerne as disparidades regionais, pelo menos no aspecto do fluxo de renda. De fato, o PIB *per capita* de São Paulo além de maior que o nacional é quase 3,0 vezes maior que o do Ceará.

Por sua vez, o Gráfico 3 apresenta novamente um comparativo entre os estados em análise e o Brasil para o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), ano 2010, indicador mais abrangente de bem-estar que o PIB *per capita* e usado como medida de qualidade de vida para uma determinada região.

De acordo com Feijó e Ramos (2017), o IDH é um índice de desenvolvimento para monitorar e comparar de forma abrangente os progressos realizados pelos diferentes países, considerando-se a melhoria da qualidade de vida da população.

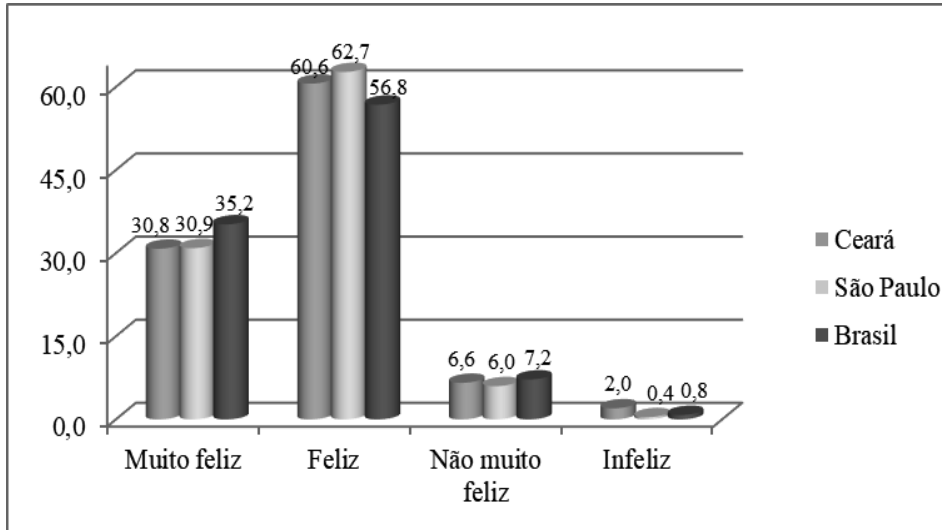
Gráfico 3: Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) – 2010



Fonte: Pnud. Elaboração pelos autores.

Mais uma vez, além de o estado de São Paulo deter um melhor indicador que o Ceará seu índice encontra-se em patamar superior ao nacional. Nesse contexto, tanto em termos de variáveis que medem capacidade de riqueza e esforço produtivo assim como padrão de bem-estar São Paulo encontra-se em patamar superior ao Ceará e até mesmo acima que o Brasil.

Finalmente, o Gráfico 4 apresenta o “estado de felicidade” dos entrevistados na WVS do ano de 2014 para os estados do Ceará e São Paulo e também do Brasil.

Gráfico 4: Em geral, o(a) sr(a) se considera como?

Fonte: WVS. Elaboração pelos autores.

De acordo com o gráfico acima, mais da metade dos entrevistados nas três áreas geográficas declaram-se que estão felizes. No caso onde as pessoas se declararam estar muito felizes, a segunda maior em termos percentuais, a diferença entre Ceará e São Paulo praticamente não existe: 30,8% contra 30,9%, respectivamente. No caso das pessoas que se declararam infelizes, chama atenção o percentual relativo do Ceará (2%) com relação a São Paulo (0,4%) e o Brasil (0,8%).

Esses resultados não reforçam a hipótese dos chamados bens posicionais para unidades espaciais “abertas”, como, por exemplo, as unidades federativas aqui analisadas. Os bens posicionais são socialmente escassos em razão da insuficiência de renda para sua aquisição sendo prerrogativa de poucos e motivo de inveja para a maioria. Para Miller (2012), consumidores se esforçam para “comunicar identidades desejadas” aos outros através da escolha de produtos, especialmente quando a “ênfase identitária” dos produtos é elevada.

Como bem destacou Smith (1996) na riqueza das nações, o prazer principal dos que possuem riqueza consiste na sua ostentação e opulência visto que o mérito do objeto decorre de sua raridade e são eles que podem pagar.

Adicionalmente, a ideia de bens posicionais também poderia ser vista sob uma perspectiva de inveja. Inveja, do verbo latino *invedere* (não ver a si mesmo) foi simbolizada por Dante (1999) no segundo terraço do purgatório como forma de hierarquizar os setes pecados capital. Acima apenas do orgulho, os invejosos

foram postos de olhos costurados com arame e condenados a não verem nada até purgarem seus pecados. As evidências parecem não sustentar tal hipótese na perspectiva regional.

3.2 Descrição dos Dados e Modelo Econométrico

As variáveis aqui utilizadas foram integralmente retiradas do banco de dados da *World Values Survey* (WVS) do ano de 2014. Como dito acima, a WVS é uma rede global de cientistas sociais e há mais de trinta anos aplica pesquisas de caráter sociocultural e econômico em quase cem países tendo como propósito gerar um banco de dados com relação à evolução de crenças e valores de pessoas ao redor do mundo. No Brasil, a pesquisa foi aplicada para os anos de 1991, 2006 e de 2014.

No que tange a resposta relativa ao “estado de felicidade” o indivíduo entrevistado responde a seguinte pergunta: *em geral, o(a) Sr(a) se considera como?* A resposta a essa pergunta deverá constar de um e somente um dos seguintes itens: *muito feliz; feliz; não muito feliz; infeliz.*

As respostas acima representam variáveis ordinais latentes não observáveis. Nesses termos, para que a estimação se torne factível e seja capaz de ponderar a intensidade do estado de felicidade do entrevistado faz-se necessário quantificar as respostas dadas. Assim sendo, ao assumir valores numéricos e ordenados que variam de 1, representando pior estado de felicidade, a 4, melhor estado, foi criada uma variável “estado de felicidade”: 1 quando o entrevistado se autodeclara como “infeliz”; 2 quando responde “não muito feliz”; 3 quando a resposta é “feliz”; 4 quando afirma ser “muito feliz”.

Adicionalmente, a WVS a partir de seu questionário apresenta um conjunto de atributos dos entrevistados que permitem serem utilizados como controles, a saber: *escala de renda e idade* do entrevistado, além de doze *dummies* construídas a partir das seguintes variáveis: *ocupação; nível educacional; sexo; estado civil; grupo étnico; tamanho da cidade; filho*. O Quadro 1 a seguir apresenta uma descrição mais detalhada destas variáveis.

Quadro 1: Descrição das variáveis explicativas

tipo de variável	variável explicativa
sexo ou gênero	<i>dummy</i> para o gênero masculino
grupo étnico	<i>dummy</i> auto-declaração para etnia branca
demografia	idade, idade ²
estrutura familiar	<i>dummy</i> para presença filhos
estado civil	<i>dummy</i> para casado
localização geográfica	<i>dummy</i> para quem reside em cidade com mais de 500 mil habitantes
nível educacional	<i>dummy</i> para nível superior, <i>dummy</i> para outro nível educacional
rendimentos	escala de renda entre 0 a 10
tipo de ocupação	<i>dummy</i> para empregado, <i>dummy</i> para aposentado, <i>dummy</i> para estudante, <i>dummy</i> para dona de casa, <i>dummy</i> para outras ocupações

Fonte: Elaboração pelos autores.

Os parâmetros das variáveis explicativas foram estimados por meio de um modelo do tipo *logit* ordenado tendo em conta que a variável dependente “estado de felicidade” ser de natureza ordenada.

É oportuno ressaltar também que o modelo *logit* ordenado é empregado para estimar valores de variáveis latentes por meio de equações lineares. Neste caso, as variáveis latentes não são observadas diretamente nos dados disponíveis, sendo segregadas por intervalos numéricos ordenados de acordo com categorias da variável com esse tipo de característica. A estrutura geral do modelo pode ser descrita por:

$$y_i^* = \beta_i' X_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n. \quad (01)$$

em y_i^* é a variável observada em sua forma discreta em quatro categorias ligadas ao nível de felicidade dos entrevistados; β_i o vetor de parâmetros a serem estimados e X_i o conjunto de variáveis explicativas. Assume-se também que o erro aleatório, ε_i , segue uma distribuição logística por hipótese. Por fim, o subscrito i é relativo ao indivíduo na amostra de tamanho n .

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta os resultados das estimações do modelo *logit* ordenado para a probabilidade do estado de felicidade do estado do Ceará e do estado de São Paulo (erros–padrão entre parênteses). A Tabela 2 e a Tabela 3 apresentam os resultados dos efeitos marginais para Ceará e São Paulo, respectivamente (*p*–valor entre parênteses).

Em primeiro lugar, deve-se observar que, em ambos os estados, apenas três variáveis apresentaram-se, estatisticamente, significante.

No que tange a *dummy* relacionada ao rendimento do entrevistado (*escrenda*), em nenhuma das unidades federativas não há associação dela com felicidade. Em contraposição a isso, Harford (2016) destaca que o dinheiro pode muito bem trazer felicidade dentro do contexto de uma determinada sociedade, com resultados bem robustos para a felicidade de pessoas mais ricas do que para as pessoas mais pobres⁷. Deaton (2017) também observa que pessoas que habitam países de baixa renda avaliam suas vidas como insatisfatórias, enquanto que nos Estados Unidos e em outros países ricos as pessoas de alta renda tendem a fazer uma avaliação positiva de sua realidade.

Giannetti (2002), por outro lado, mostra a partir da literatura especializada que o crescimento econômico compra felicidade nos países extremamente pobres, mas quando se atinge níveis equivalentes de renda a países como Coréia do Sul, Irlanda e Portugal acréscimos adicionais não mais se traduzem em ganhos de bem-estar subjetivo. Adicionalmente, de acordo com o autor, décadas de forte crescimento nos Estados Unidos, Europa e Japão desde a segunda metade do século XX muito pouco ou nada alteraram as proporções de indivíduos felizes e infelizes em suas populações.

Para as variáveis ocupacionais, *dummies* de emprego (*demp*), aposentados (*dapose*), estudantes (*destud*), dona-de-casa (*ddonadecasa*) e outras ocupações (*doutocup*), na qual se diferenciam da categoria base *desemprego*, nenhuma também se mostrou significativa.

Esse é um resultado inesperado na medida em que as evidências com relação aos efeitos do emprego nos níveis de satisfação e felicidade das pessoas são bem catalogados. De fato, Giannetti (2002) pontua que os desempregados

⁷ Ressalta-se que um amplo conjunto de resultados da literatura revela também a existência do paradoxo de Easterlin no qual descreve que pessoas mais ricas sejam mais felizes do que as pessoas mais pobres e que sociedades mais ricas não são mais felizes do que as sociedades mais pobres [Harford (2016)].

involuntários chegam a apresentar taxas maiores de infelizes, suicidas e até mesmo para-suicidas do que a média da população, mesmo quando se controla os efeitos da perda de renda e em países onde o salário-desemprego são generosos.

No que se refere a variável raça incluída no modelo (*dbran*), na qual o entrevistado se autodeclara como sendo branco comparado aos negros e demais raças autodeclaradas, também não apresentou significância. A princípio, este último resultado é esperado considerando que o nível de felicidade das pessoas não depende da sua cor autodeclarada.

Tabela 1: Regressão Logística para a Probabilidade de Felicidade

Variável Dependente: estado de felicidade		
Variáveis Explicativas [#]	Ceará	São Paulo
escala de renda (<i>escrenda</i>)	0,0942 (0,1600)	0,0404 (0,1068)
<i>dummy</i> emprego (<i>dempr</i>)	1,1908 (1,1118)	0,6453 (0,4997)
<i>dummy</i> aposentado (<i>dapose</i>)	1,0428 (1,3362)	0,8296 (0,7512)
<i>dummy</i> estudante (<i>destud</i>)	-0,0749 (1,6860)	1,4916 (1,3259)
<i>dummy</i> dona de casa (<i>ddonadecasa</i>)	0,5312 (1,2824)	0,1803 (0,7223)
<i>dummy</i> outras ocupações (<i>doutocup</i>)	- -	-1,4452 (2,2618)
<i>dummy</i> ensino superior (<i>denssup</i>)	0,5733 (0,8510)	0,3830 (0,5335)
<i>dummy</i> outro nível educacional (<i>doutniveduc</i>)	1,2750* (0,7595)	-0,4355 (0,3956)
Idade	-0,2114* (0,1148)	-0,0158 (0,0554)
Idade ²	-0,0019* (0,0011)	-0,000052 (0,000579)
<i>dummy</i> masculino (<i>dmasc</i>)	0,6749 (0,6762)	-0,9627*** (0,3671)
<i>dummy</i> casado (<i>dcas</i>)	-0,7747 (0,7379)	0,8994** (0,3930)
<i>dummy</i> branco (<i>dbran</i>)	-0,1548 (0,6173)	-0,1290 (0,3501)
<i>dummy</i> cidade mais de 500 mil (<i>dcidmais500</i>)	-0,1365 (0,6196)	0,5618* (0,3505)
<i>dummy</i> filhos (<i>dfilhos</i>)	-0,5843 (0,8078)	-0,1279 (0,4702)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das estimativas dos dados da amostra da World Values Survey (WVS).

Notas: i) #Erros-padrão robusto à heteroscedasticidade entre parênteses.

ii) ***, ** e * denotam a significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Sobre a *dummy* relacionada à paternidade (*dfilhos*), a relação também é não significativa, não estando em consonância com os estudos de Hansen (2012) e Deaton e Stone (2013).

De acordo com Hansen (2012), a maioria das pessoas ainda mantém crenças relativas à paternidade como forma de realização além de confundirem recompensas dos pais com felicidade. Ele também ressalta que o mito da paternidade é ainda mais pleno em países onde se tem maior probabilidade dele ser falso. Além disso, seus resultados revelam que mulheres solteiras e de baixo nível socioeconômico tendem a apresentar maiores níveis de bem-estar pela falta de filhos em razão da efetiva adaptação e compensação que uma vida sem filhos ocasiona. Deaton e Stone (2013) também mostram que idosos americanos que convivem com menores de 18 anos apresentam avaliações de vida menos satisfatórias com relação aqueles que não apresentam convivência além de piores resultados em termos experiências emocionais, incluindo maior stress, raiva e menos prazer e felicidade.

Com relação às *dummies* de escolaridade, a variável *denssup* (se o entrevistado possui curso superior) e *doutniveduc* (se possui outro nível educacional) apenas esta última, apresentou resultados significativo para o estado do Ceará – tendo como comparação àqueles que se declaram analfabetos.

Tabela 2: Efeitos Marginais da Probabilidade de Felicidade no Ceará

Variáveis Explicativas	dy/dx (1)	dy/dx (2)	dy/dx (3)	dy/dx (4)
escala de renda (<i>escrenda</i>)	0,0139 (0,0237)	-0,0108 (0,0187)	-0,0030 (0,0053)	-
<i>dummy</i> emprego (<i>dempr</i>)	0,1812 (0,1729)	-0,1425 (0,1397)	-0,0386 (0,0408)	-
<i>dummy</i> aposentado (<i>dapose</i>)	0,1813 (0,2641)	-0,1545 (0,2377)	-0,0268 (0,0307)	-
<i>dummy</i> estudante (<i>destud</i>)	-0,0108 (0,2388)	0,0083 (0,1811)	0,0024 (0,0576)	-
<i>dummy</i> dona de casa (<i>ddonadecasa</i>)	0,0886 (0,2378)	-0,0743 (0,2094)	-0,0143 (0,0296)	-
<i>dummy</i> outras ocupações (<i>doutocup</i>)	- -	- -	- -	-
<i>dummy</i> ensino superior (<i>denssup</i>)	0,0956 (0,1570)	-0,0801 (0,1389)	-0,0154 (0,0203)	-
<i>dummy</i> outro nível educacional (<i>doutniveduc</i>)	0,2225 (0,1447)	-0,1894 (0,1340)	-0,0330 (0,0215)	-
Idade	-0,0312 (0,0168)	0,0244 (0,0145)	0,0068 (0,0047)	-
Idade ²	0,000282 (0,000167)	-0,0002 (0,0001)	-0,000061 (0,000045)	-
<i>dummy</i> masculino (<i>dmasc</i>)	0,1077 (0,1167)	-0,0881 (0,1002)	-0,0196 (0,0202)	-
<i>dummy</i> casado (<i>dcas</i>)	-0,1143 (0,1088)	0,0887 (0,0870)	0,0255 (0,0270)	-
<i>dummy</i> branco (<i>dbran</i>)	-0,0228 (0,0908)	0,0178 (0,0710)	0,0050 (0,0201)	-
<i>dummy</i> cidade mais de 500 mil (<i>dcidmais500</i>)	-0,0203 (0,0928)	0,0159 (0,0733)	0,0043 (0,0197)	-
<i>dummy</i> filhos (<i>dfilhos</i>)	-0,0914 (0,1333)	0,0740 (0,1115)	0,0174 (0,0243)	-

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das estimativas dos dados da amostra da World Values Survey.

Similarmente, com respeito à *dummy* que diferencia o gênero (*dmasc*), foi observada diferença de média entre homens e mulheres quanto à felicidade para o estado de São Paulo.

Sobre este último resultado, é interessante destacar que em um trabalho de White e Dolan (2009) foi feito o uso do método de reconstrução do dia (DRM) para atividades que valeriam a pena em 1.825 pessoas de uma universidade alemã através de um painel da internet. Neste caso, mulheres sentem mais felicidade ao longo do dia quando adicionado de propósito, enquanto os homens mais prazer, o que mostra a dificuldade, em razão da variável dependente disponível no presente estudo captar diferenças de média entres gêneros considerando a diversidade nos resultados alcançados na literatura disponível.

Uma ampla literatura tem discorrido sobre a relação de U entre idade e felicidade. Os resultados para o estado do Ceará ratificam essa relação tanto em termos de significância como em sinal esperado (negativo para o termo linear da idade e positivo para o seu termo quadrático, de acordo com a Tabela 1).

Frijters e Beatton (2012) mostram que esta constatação vale para diversos países, como Alemanha, Austrália, Reino Unido, Estados Unidos e, como enfatizado pelos autores, até mesmo para a África do Sul. Schwandt (2013) também observa que o bem-estar humano segue uma forma de U ao longo da idade, quando observados os resultados para mais de cinquenta países, para diversos grupos socioeconômicos e até mesmo para grandes símios.

Quanto ao resultado para *dummy* relacionada ao estado civil (*dcas*), é relevante citar a pesquisa de Dolan, Peasgood e White (2008) em uma revisão detalhada da literatura para dados longitudinais da Alemanha e Reino Unido, na qual constataram associações positivas com o bem-estar para aqueles casados ou que morem juntos. Neste caso, portanto, destaca-se a significância e a convergência dessa evidência para o estado de São Paulo.

Finalmente, a variável *dummy dcidmais500* procurou captar uma diferença de média para a felicidade com relação a indivíduos que moram em cidades com maior densidade urbana, aqui definida para aqueles residentes em cidades com mais de 500 mil habitantes. Apenas para o estado de São Paulo o resultado foi significativo. Com relação a este resultado, é oportuno mencionar que o estudo de Anxo *et al.* (2011) para países com diferentes normas sociais e institucionais, como França, Itália, Suécia e Estados Unidos, no qual não foi encontrado associação entre densidade demográfica e felicidade, e, portanto, na direção contrária com o resultado observado para a mensuração deste efeito.

Tabela 3: Efeitos Marginais da Probabilidade de Felicidade no São Paulo

Variáveis Explicativas	dy/dx (1)	dy/dx (2)	dy/dx (3)	dy/dx (4)
escala de renda (<i>escrenda</i>)	0,0084 (0,0223)	-0,0068 (0,0180)	-0,0014 (0,0038)	-0,0001 (0,0005)
<i>dummy</i> emprego (<i>dempr</i>)	0,1336 (0,1019)	-0,1069 (0,0821)	-0,0236 (0,0199)	-0,0030 (0,0038)
<i>dummy</i> aposentado (<i>dapose</i>)	0,1862 (0,1763)	0,1586 (0,1567)	-0,0245 (0,0197)	-0,0030 (0,0038)
<i>dummy</i> estudante (<i>destud</i>)	0,3550 (0,3018)	-0,3220 (0,2892)	-0,0293 (0,0156)	-0,0036 (0,0038)
<i>dummy</i> dona de casa (<i>ddonadecas</i>)	0,0388 (0,1598)	-0,0320 (0,1345)	-0,0060 (0,0225)	-0,0007 (0,0029)
<i>dummy</i> outras ocupações (<i>doutocup</i>)	-0,2082 (0,1907)	0,0943 (0,1123)	0,0995 (0,2542)	0,0144 (0,0439)
<i>dummy</i> ensino superior (<i>denssup</i>)	0,0844 (0,1230)	-0,0709 (0,1068)	-0,0120 (0,0151)	-0,0015 (0,0023)
<i>dummy</i> outro nível educacional (<i>doutniveduc</i>)	-0,0892 (0,0789)	0,0708 (0,0620)	-0,0162 (0,0163)	0,0020 (0,0028)
Idade	-0,003307 (0,011693)	0,002672 (0,009388)	0,000563 (0,001981)	0,000071 (0,000261)
Idade ²	0,000011 (0,000121)	0,000009 (0,000098)	0,000001 (0,000020)	0,000000 (0,000000)
<i>dummy</i> masculino (<i>dmasc</i>)	-0,1986 (0,0735)	0,1583 (0,0615)	0,035645 (0,017423)	0,0045 (0,0048)
<i>dummy</i> casado (<i>dcas</i>)	0,1822 (0,0760)	-0,1431 (0,0612)	-0,0346 (0,0189)	-0,0044 (0,0048)
<i>dummy</i> branco (<i>dbran</i>)	-0,0270 (0,0736)	0,0219 (0,0598)	0,0045 (0,0124)	0,0005 (0,0016)
<i>dummy</i> cidade mais de 500 mil (<i>dcidmais500</i>)	0,1159 (0,0709)	-0,0925 (0,0573)	-0,0207 (0,0145)	-0,0026 (0,0031)
<i>dummy</i> filhos (<i>dfilhos</i>)	-0,0270 (0,1002)	0,0219 (0,0822)	0,0044 (0,0160)	0,0005 (0,0021)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das estimativas dos dados da amostra da World Values Survey.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar os determinantes da felicidade sob a luz de um enfoque regional fazendo uso da base de dados da *Word Values Survey* (WVS) para o ano de 2014. Para tanto, foi estimado um modelo *logit* ordenado a partir de um conjunto de atributos pessoais dos entrevistados para dois estados com características socioeconômicas bem distintas: Ceará e São Paulo.

Diversos resultados aqui obtidos estão em consonância com a literatura, como renda, idade, paternidade e estado civil, muito embora não se tenha um padrão comum para as unidades federativas em análise. Em ambos os estados, apenas três variáveis apresentaram-se, estatisticamente, significante.

Nos dois estados analisados as categorias de ocupação, na qual se diferencia da categoria base *desemprego*, não apresentaram significância com relação aos níveis de felicidade e não estão condizentes com as evidências produzidas considerando que a literatura corrobora que os maiores níveis de insatisfação e infelicidade são daquelas pessoas desempregadas. De fato, como destacam Di Tella, MacCulloch e Oswald (2001) os efeitos do desemprego no bem-estar das pessoas revelam-se até mesmo bem mais amplos quando comparados com outras patologias macroeconômicas, como a inflação. Por sua vez, Giannetti (2002) também mostra que os desempregados involuntários chegam a apresentar taxas maiores de infelicidade até mesmo com relação a suicidas.

Do ponto de vista de políticas públicas, é interessante destacar estas evidências elencadas da literatura com os resultados para o estado do Ceará no período de análise considerado (ano de 2014) a fim de descrever o quanto o impacto desta variável é substancial no grau de bem-estar dos indivíduos.

Como observam Giambiagi e Schwartzman (2014), neste período o intenso aquecimento do mercado de trabalho levava o desemprego do país a atingir taxas mínimas históricas com a economia operando a níveis próximos de pleno emprego. Adicionalmente, IPECE (2017, 2018) revela que o crescimento da economia cearense neste ano atingia seu nível potencial e, portanto, taxa de desemprego próxima a estrutural. Se for esse o caso, é razoável supor que a taxa de desocupação não tenha poder explicativo nos níveis de felicidade do cearense.

No caso da renda, Skidelsky e Skidelsky (2017) destacam que nos últimos

trinta anos o aumento quase constante do PIB em diversos países industrializados e a imensa melhora na qualidade de vida destes não proporcionaram mais felicidade. Adicionalmente, Layard (2006) afirma que há um paradoxo no centro de nossa vida. Não obstante a maioria das pessoas deseje mais renda, quando as sociedades ocidentais ficaram mais ricas, seus integrantes não se tornaram mais felizes, o que corrobora a não significância dos resultados aqui analisados.

Layard (2006) também observa que é difícil o crescimento econômico aumentar a felicidade tendo em conta que quando a renda real se eleva a norma pela qual as pessoas se avaliam também se eleva. Harari (2016), por sua vez, destaca que Costa Rica e Cingapura, países com um amplo *gap* de produto per capita, registram em sucessivas pesquisas níveis de satisfação com a vida dos costa-riquenhos mais elevados do que os de Cingapura, mesmo que este último seja bem mais rico.

No que tange a idade, os resultados para o Ceará vão em direção à relação de U observada numa ampla gama de estudos na qual a felicidade é mais intensa na juventude e tende a atingir um ponto mínimo, voltando a crescer novamente a partir de então. Neste mesmo contexto, Corbi e Menezes (2006) encontram um ponto mínimo aos 54 anos para o nível de infelicidade em brasileiros.

Finalmente, é importante frisar a multiplicidade de avaliação do conceito de felicidade, bem-estar e satisfação da vida que a literatura tem destacado bem como suas dificuldades de mensuração. No entanto, medir e avaliar são uma das grandes ferramentas da economia aplicada no século XXI e como observa Giannetti (2002) o fato de a felicidade ser uma experiência subjetiva não significa que não devamos buscar a máxima objetividade possível na tentativa de compreendê-la.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANXO, D.; MENCARINI, L.; PAIHÉ, A.; SOLAZ, A.; TANTURRI, M. L.; LENNART, E. Gender Differences in Time Use over the Life Course in France, Italy, Sweden, and the US. **Feminist Economics**, v.17, n.3, p.159-195, 2011.

ARISTÓTELES. **Ética a Nicômaco**. São Paulo: Nova Cultural, 1991.

AYDOS, L. R.; FIGUEIREDO NETO, L. F.; TEIXEIRA, W. M. Análise dos Determinantes do Nível de Felicidade Subjetiva: uma Abordagem Local. **Interações (Campo Grande)**, v.18, n.1, p.137-150, 2017.

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

BOTTON, A. **As Consolações da Filosofia**. Rio de Janeiro: Rocco, 2000.

CHEN, H. An Analysis of Bhutan's Gross National Happiness. **Seven Pillars Institute Moral Cents**. v.4, n.2, p.66-74, 2015.

CORBI, R. B.; MENEZES-FILHO, N. A. Os Determinantes Empíricos da Felicidade no Brasil. **Revista de Economia Política**, v.26, n.4, p.518-536, 2006.

DANTE, A. **A Divina Comédia**. São Paulo: Helder L. S. da Rocha, 1999.

DEATON, A.; STONE, A. A. **Grandpa and the Snapper: The WellBeing of the Elderly who Live with Children**. NBER Working Paper 19.100, 2013.

DEATON, A. **A Grande Saída**. Saúde, Riqueza e as Origens da Desigualdade. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2017.

DEL BIANCO, T. S.; SOUZA, E. L. C.; DE OLIVEIRA, N. S. M. N.; SHIKIDA, P. F. A. A Felicidade da População Trabalhadora de Cascavel/PR Segundo a Métrica do Índice de Felicidade Interna Bruta. **Revista Brasileira de Gestão Urbana**, v.8, n.3, p.390-406, 2016.

DI TELLA, R.; MACCULLOCH, R. J.; OSWALD, A. J. Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness. **The American Economic Review**, v.91, n.1, p.335-341, 2001.

DOLAN, P.; PEASGOOD, T.; WHITE, M. Do We Really Know What Makes us Happy: A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well-Being. **Journal of Economic Psychology**, v.29, p.94-122, 2008.

DOLAN, P.; LAYARD, R.; METCALFE, R. **Measuring Subjective Well-Being for Public Policy: Recommendations on Measures**. Centre for Economic Performance Special Paper N° 23, 2011.

- DOLAN, P. **Felicidade Construída**. Como Encontrar Prazer e Propósito no Dia a Dia. Rio de Janeiro: Objetiva, 2015.
- DORJI, D. K. Gross National Happiness: Concepts, Status and Prospects. **Seminar on Gross National Happiness**. p.18-20, 2004.
- EASTERLIN, R. Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. **Nations and Households in Economic Growth**, v.89, p.89-125, 1974.
- GIAMBIAGI, F.; SCHWARTSMAN, A. **Complacência**. Entenda por que o Brasil Cresce Menos do que Pode. Rio de Janeiro: Campus, 2014.
- GIANNETTI, E. **Felicidade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2002.
- FEIJÓ, C. A.; RAMOS, R. L. O. (ORG). **Contabilidade Social**. A Nova Referência das Contas Nacionais do Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2013.
- FEIJÓ, C. A.; RAMOS, R. L. O. (ORG). **Contabilidade Social**. Referência Atualizada das Contas Nacionais do Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2017.
- FRIJTERS, J.; BEATTON, T. The Mystery of the U-Shaped Relationship Between Happiness and Age. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v.82, p.525-542, 2012.
- HANSEN, T. Parenthood and Happiness: A Review of Folk Theories Versus Empirical Evidence. **Social Indicators Research**, v.108, p.29-64, 2012.
- HARARI, Y. N. **Homo Deus**. Uma Breve História do Amanhã. São Paulo: Companhia das Letras, 2016.
- HARFORD, T. **O Economista Clandestino Ataca Novamente**. Como Arrumar ou Arruinar uma Economia. Rio de Janeiro: Record, 2016.
- INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (PECE). **PIB do Ceará nas Óticas da Produção e da Renda – 2002-2014**. Fortaleza: IPECE. 2017.
- INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (PECE). **Indicadores Econômicos do Ceará 2016**. Fortaleza: IPECE. 2018.
- KAHNEMAN, D. **Rápido e Devagar**. Duas Formas de Pensar. Rio de Janeiro: Objetiva, 2012.
- LAYARD, R. **Felicidade**. Lições de uma Nova Ciência. Rio de Janeiro: BestSeller, 2006.

MILLER, G. **Darwin vai às Compras**. Sexo, Evolução e Consumo. Rio de Janeiro: BestSeller, 2012.

PESSÔA, S. **Existe um Problema e Desigualdade Regional no Brasil?** 2011. Disponível em: < <http://www.brasil-economia-governo.org.br/>>. Acesso em: 2018.

PESSÔA, S. **Existe um Problema e Desigualdade Regional no Brasil?** Encontro Nacional de Economia, Salvador/BA, 2001.

RESENDE, A. L. **Devagar e Simples**. Economia, Estado e Vida Contemporânea. São Paulo: Companhia das Letras, 2015.

RIBEIRO, L. L.; MARINHO, E. L. L. Gross National Happiness in Brazil: An Analysis of its Determinants. **EconomiA**, v.18, n.2, p.156-167, 2017.

ROBERTS, R. **Como Adam Smith pode Mudar sua Vida**. O que o Pai da Economia tem a Ensinar sobre a Natureza Humana, a Felicidade e a Riqueza. Rio de Janeiro: Sextante, 2015.

SALES, A. P.; COSTA, A. P.; VERONESE, R. P.; FERREIRA, C. A.; RESENDE, L. T. Felicidade Interna Bruta: Aplicação e Discussão nos Contextos de Cidades de Porte Médio Brasileiras. **Revista Cade**, v.12, n.1, p.59-82, 2013.

SANDEL, M. J. **Justiça**. O que é Fazer a Coisa Certa. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2009.

SCHWANDT, H. **Ummet Aspirations as an Explanation for the Age U-Shape in Human Well-Being**. IZA Discussion Paper 7.604, 2013.

SMITH, A. **A Riqueza das Nações**. Investigação sobre sua Natureza e suas Causas. São Paulo: Editora Nova Cultural, 1996.

SMITH, A. **Teoria dos Sentimentos Morais**. São Paulo: Martins Fontes, 2002.

SHROTRYIA, V. H. Culture, Gross National Happiness and Disasters: Strategies for preparedness and Management of Disasters in Bhutan. **Journal of Integrated Disaster Risk Management**, v.3, n.1, p.170-183, 2013.

SKIDELSKY, R.; SKIDELSKY, E. **Quanto é Suficiente?** O Amor pelo Dinheiro e a Defesa da Vida Boa. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2017.

WHITE, M. P.; DOLAN, P. Accounting for the Richness of Daily Activities. **Psychological Science**, v.20, n.8, p.1.000-1.008, 2009.

VERMA, R. Gross National Happiness: Meaning Measure and Growth in a Living Development Alternative. **Journal of Political Ecology**, v.24, p.476-490, 2017.

RECUPERAÇÃO DO ENTORNO DE LAGOAS URBANAS COMO IMPULSIONADOR DA ECONOMIA LOCAL - CASO DA LAGOA DO PORANGABUSSU, FORTALEZA/CE

Francisca Dalila Menezes Vasconcelos*

Ana Elisa Pinheiro Campêlo de Castro**

Livia Socorro de Castro Fernandes***

Rodolfo Sydrião Sanford****

Larissa de Miranda Menescal*****

Katharine Santos Vieira*****

Lanna Mara Ribeiro de Sousa*****

Resumo

O presente trabalho compartilha a experiência metodológica do projeto de requalificação urbana e ambiental no entorno da lagoa do Porangabussu, com objetivo de aquecer a economia local, aumentar a frequência e permanência de usuários e promover a integração da comunidade com o ecossistema lacustre urbano, ora degradado. No segundo semestre de 2018 foram realizadas consultas públicas à comunidade, seguindo a metodologia: (i) Mobilização da comunidade para que houvesse o maior número de participantes possíveis; (ii) Reuniões para coleta de informações sobre o que as pessoas almejam para área; (iii) Reuniões com a apresentação do projeto de intervenção ambiental e urbanística da área seguida de consulta do que seria mais adequado para implantar; (iv) Reunião de retorno à comunidade para apresentar o projeto após as contribuições compiladas. Em síntese, é possível elencar as principais potencialidades da área de estudo: atividades de pesca para subsistência e comercialização do pescado; espaço de comércio e serviço irregular consolidado, que atende principalmente frequentadores das

*Universidade Federal do Ceará (UFC). e-mail: menezes.dalila@gmail.com. Tel.: (85) 987961567.

**Instituto de Planejamento de Fortaleza - IPLANFOR/PMF..

*** Instituto de Planejamento de Fortaleza - IPLANFOR/PMF.

****Instituto de Planejamento de Fortaleza - IPLANFOR/PMF.

*****Instituto de Planejamento de Fortaleza - IPLANFOR/PMF.

*****Instituto de Planejamento de Fortaleza - IPLANFOR/PMF.

*****Universidade de Fortaleza – UNIFOR.

unidades de saúde, os quais realizam refeições no local; e potencial paisagístico. Neste contexto foi proposto a revitalização de parte da Área de Preservação Permanente da Lagoa, acessibilidade, mobilidade, requalificação de espaço urbano, regularização do comércio e serviço no entorno da lagoa, além de projetos sociais, culturais e de educação ambiental. Empiricamente, os projetos de revitalização urbana aumentam o uso das áreas, aquecem a economia e aceleram as oportunidades para pequenos empreendedores. Desta forma, acredita-se que não será diferente para lagoa do Porangabussu, ainda considerando que é parte integrante do Projeto de Implantação do Distrito de Inovação de Saúde Viva @Porangabussu.

Palavra-Chave: Planejamento urbano, recuperação ambiental, economia local.

Abstract

The present work proposes a project of urban and environmental requalification around the lagoon of Porangabussu, aiming to warm the local economy, increase the frequency and permanence of users and promote the integration of the community with the urban lake ecosystem, now degraded. In the second half of 2018, public consultations were held with the community, following the methodology: (i) Mobilization of the community so that there were as many participants as possible; (ii) Meetings to gather information about what people want for the area; (iii) Meetings with the presentation of the environmental and urban planning project of the area followed by consultation of what would be most appropriate to implement; (iv) Return to the community meeting to present the project after the contributions compiled. In summary, it is possible to list the main potentialities of the study area: fishing activities for fish subsistence and commercialization; an area of commerce and an irregular and consolidated service, which serves mainly residents of the health units, who serve on-site meals; and landscape potential. In this context, it was proposed the revitalization of part of the Permanent Preservation Area of the Lagoon, accessibility, mobility, urban space requalification, regularization of commerce and service around the lagoon, as well as social, cultural and environmental education projects. Empirically, urban revitalization projects increase the use of the areas, heat up the economy, increase the opportunities for small entrepreneurs, in this way, it is believed that it will not be different for Porangabussu lagoon, even considering that it is an integral part of the Viva Health Innovation District @Porangabussu.

Keywords: Urban planning, environmental recovery, local economy.

1 INTRODUÇÃO

A lagoa do Porangabussu localiza-se no bairro Rodolfo Teófilo, tendo a superfície de aproximadamente 70.000 m². Nas margens encontram-se edificações consolidadas como colégios, depósitos, comércios e residências que desrespeitam a faixa de APP (área de preservação permanente), prevista pela Lei nº 12.651/2012 que institui o Código Florestal Brasileiro. A lagoa possui um alto índice de poluição, recebe contribuições de esgotos sem tratamento adequado. O sistema de alimentação é predominantemente pluvial e deságua posteriormente no rio Cocó.

Enquanto a localização hidrográfica, a lagoa do Porangabussu está inserida na Bacia do rio Cocó (Bacia B - Sub-bacia B.1 e Microbacia B.1-1), esta bacia drena cerca de 60 % das águas da região metropolitana de Fortaleza e possui 215,9 Km², sendo a maior em área do município. As lagoas de Messejana, de Sapiranga e Precabura também são relevantes ecossistemas lacustres da Bacia (SENA, 2012).

Atualmente, os serviços ecossistêmicos, valor paisagístico, fauna, flora, solo das margens, balneabilidade, microclima local e capacidade de drenagem pluvial da lagoa estão seriamente comprometidos. Este fato decorre da ocupação urbana desordenada sem planejamento e respeito à Área de Preservação Permanente do Recurso Hídrico. Reforça-se esta informação através da análise comparativa das imagens aéreas da Lagoa nos anos de 1972 e 2016 (Figura 01). Em 1972, apesar da área densamente urbanizada, as margens da lagoa apresentam características naturais de vegetação, solo, mata ciliar e delineamento natural do recurso hídrico. Em contraposição, a imagem de 2016 apresenta uma lagoa com poucos resquícios de vegetação e margens em linha retas, descaracterizando a geomorfologia do recurso hídrico.

Figura 1: Lagoa Porangabussu ano de 1972 e 2016.



Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

Diante da acentuada degradação do ecossistema lacustre supracitado, se faz necessário uma intervenção urbanística para recuperação da Lagoa, a fim de atender não apenas às questões ambientais, mas, também, anseios da população circunvizinha e impulsionar a economia local.

A recuperação da Área de Preservação Permanente da Lagoa, tamponamento dos lançamentos irregulares de efluentes, programa de educação ambiental para evitar a disposição de resíduos sólidos nas margens e demais ações similares estão previstas no projeto. Além das intervenções de foco ambiental, o projeto prevê ações de propulsão da economia local, como a implantação da área específica para a comercialização de produtos e serviços. A recuperação da Lagoa é parte integrante do Projeto Viva@Porangabussu que propõe a criação do Distrito de Inovação em Saúde, o primeiro da área no País.

2 METODOLOGIA

2.1 Diagnóstico da área de estudo

As visitas técnicas realizadas no segundo semestre de 2018, oferecem informações da situação nas margens da lagoa, com ênfase na APP (Área de Preservação Permanente). Para fins didáticos, a análise foi dividida em 5 (cinco) Setores, conforme croqui (Figura 2):

Figura 2: Setorização da área de projeto.



Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

2.2 Consulta pública à comunidade local

Considerando que os usuários do espaço público são os atores mais representativos no processo de planejamento e desenvolvimento da área de estudo, no segundo semestre de 2018 foram realizadas consultas públicas à comunidade, seguindo a seguinte metodologia: (i) Mobilização da comunidade para que houvesse o maior número de participantes possíveis; (ii) Reuniões para coleta de informações sobre o que as pessoas almejam para área; (iii) Reuniões com a apresentação do projeto de intervenção ambiental e urbanística da área seguida de consulta do que seria mais adequado para implantar; (iv) Reunião de retorno à comunidade para apresentar o projeto após as contribuições compiladas (Figura 3).

Figura 3: Consulta Pública à comunidade do Porangabussu.



Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

2.3 Planejamento do Projeto

As intervenções propostas seguem as diretrizes do Plano Fortaleza 2040, que retrata o planejamento estratégico de médio e longo prazo da cidade de Fortaleza. O principal objetivo é não descompatibilizar projetos desta natureza do Planejamento previsto para cidade, pois é necessário promover o desenvolvimento planejado do espaço urbano.

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Diagnóstico da área de influência da lagoa do Porangabussu

A análise diagnóstica foi realizada por setor (Figura 1), com objetivo de compreender a dinâmica atual da área de estudo e identificar as potencialidades ambientais, sociais e econômicas. No entanto, o foco deste artigo são as

potencialidades econômicas locais geradas por meio da requalificação do espaço urbano, capazes de estimular a economia local sem agredir o meio ambiente, além de manter a comunidade local integrada ao projeto.

Setor 1: Este setor compreende as ruas Monsenhor Furtado e Papi Junior, em frente a este trecho observam-se residências e parte do trecho existem ocupações irregulares. Ao longo do “calçadão”, que permeia as margens deste trecho, existe um mirante com mobiliário urbano degradado e inutilizado. Este espaço encontra-se subutilizado, apesar do alto potencial paisagístico e de lazer. Neste setor, a lagoa se interliga com o canal que segue em direção à Avenida José Bastos por meio de vertedouro como componente da drenagem. Em frente a este trecho da lagoa, está localizado o prédio da UFC (Universidade Federal do Ceará) onde funciona o Restaurante Universitário e Bloco do curso de Fisioterapia, além de residências e oficina mecânica (em frente ao sangradouro). O trecho ao longo da Rua Monsenhor Furtado apresenta potencial para interação e usufruto das margens por estudantes da UFC, visitantes e moradores. Percebe-se o potencial de realizar um projeto que promova esta interação, além de incentivar o passeio na orla da lagoa e proporcionar espaços de convivência. Próximo ao sangradouro, registrou-se no espelho d'água a presença de macrófitas que impedem a penetração da luz no corpo hídrico, prejudicando, assim, a dinâmica do ecossistema aquático. O vertedouro não apresenta obstrução e desta forma não impede o fluxo da drenagem (no dia da visita técnica não choveu, esta situação na ocorrência de chuvas pode apresentar alteração). O local apresenta alto potencial paisagístico e importante papel na drenagem urbana, a preservação dessas margens é imprescindível para garantir o sangradouro desobstruído e evitar possíveis problemas de alagamento.

Setor 2: Compreende o trecho da margem da lagoa ao longo da rua Coronel Nunes de Melo até a esquina da rua Monsenhor Furtado. Apesar da área apresentar o uso residencial predominante, não foi registrado usufruto da população vizinha nas margens deste trecho. Além do uso residencial, está em andamento a construção do ICM (Instituto de Ciências Médicas) edifício integrante do Projeto Viva@ Porangabussu. Sobre a infraestrutura, o pavimento de pedra tosca é um ponto positivo no quesito drenagem urbana, onde as calçadas encontram-se em estado desnivelado em alguns trechos, além de pequenas quantidades de resíduos sólidos dispostos entre a calçada e a mata ciliar. A arborização é um ponto positivo, que

afirma o potencial da implantação de passeio e ciclofaixa, aproveitando as árvores existentes no trecho. Os moradores reclamam da infraestrutura de iluminação pública neste trecho, alegando que o problema é o principal motivo para incentivar a marginalidade no local e desestimular o usufruto da área pelos moradores. A mata ciliar deste trecho necessita de maior atenção, pois a mesma encontra-se em condições frágeis de sobrevivência devido ao espaço restrito. A vegetação de grande porte deve ser mantida para evitar o assoreamento e a degradação da mata ciliar remanescente. Observou-se a atividade de pesca, utilizando rede, para comercialização e subsistência, o que registra o potencial de atividade socioeconômica envolvendo moradores locais e serviços ecossistêmicos da lagoa. Contudo, o acesso do pescador à lagoa é dificultado pela incidência de macrófitas aquáticas e assoreamento das margens.

Setor 3: Compreende o trecho da margem da lagoa ao longo da rua Ana Néri até a esquina da rua Coronel Nunes de Melo. Este trecho possui uso residencial, ocupações de assentamento precário (exatamente na margem da lagoa), comércio para venda de lanches aos frequentadores das unidades de saúde localizadas próximo à lagoa, quadra poliesportiva degradada e inutilizada, quiosque ocupado por assentamento precário. Este trecho apresenta também um ponto de lixo antigo com resíduos variados com presença de catadores e carroceiros. Próximo ao local do ponto de lixo, na lagoa, existe um vertedouro que recebe as águas da rede de drenagem, este ponto é crítico para proliferação de vetores, pois a água fica parada por um período longo devido a morfologia da margem neste local (canto “quadrado” da lagoa). O espelho d’água é extremamente assoreado e apresenta acentuada incidência de vegetação, o que dificulta a penetração de luz na lagoa prejudicando a dinâmica do recurso hídrico, aumentando a probabilidade de eutrofização. O estado crítico da lagoa neste setor é reflexo da ocupação e do alto nível de atividades antrópicas. O local é intensamente frequentado por acompanhantes de pacientes em tratamento nas unidades de saúde circunvizinhas, este fato incentiva a comercialização de lanches, almoço e outros itens alimentícios. Em relato, um dos acompanhantes ressalta: *“Passamos o dia inteiro neste local aguardando nossos familiares que vieram do interior e estão em tratamento. Almoçamos e lanchamos nas margens da lagoa, este lugar deveria ser melhor cuidado”*. Apesar dos impactos negativos registrados neste setor, o local apresenta potencial paisagístico e de regularização dos serviços de lanchonete que oferecem suporte aos familiares e acompanhantes de pacientes das unidades de saúde.

Setor 4: Compreende o trecho da margem da lagoa ao longo da rua Frei Marcelino até a esquina da rua Ana Néri. O destaque para este trecho é o difícil acesso à lagoa, onde as vias são estreitas e irregulares, além de ser considerada uma zona de segurança precária. A área possui ocupações irregulares e assentamentos precários, necessitando de melhorias na infraestrutura com ênfase na iluminação pública, pavimentação, saneamento básico e segurança. Os impactos da ocupação irregular e infraestrutura precária refletem diretamente na lagoa, que apresenta assoreamento, espelho d'água repleto de vegetação, proliferação de vetores, mata ciliar impactada, bem como fauna e flora local. A disposição inadequada de resíduos sólidos próximo as margens da lagoa também são problemas frequentes. O mobiliário urbano e quiosque encontram-se degradado e utilizado como abrigo para moradores de rua. Em contraponto, a área possui potenciais inegáveis: paisagístico, implantação de ciclovia, prática de esportes aquáticos, corrida e demais atividades. Neste trecho é possível perceber maior densidade da comunidade circunvizinha, por isso o projeto deve oferecer atenção suficiente para as questões socioambientais de relação da comunidade com a lagoa e suas potencialidades. Se faz necessário atenção especial à APP (Área de Preservação Permanente) neste trecho, considerando que a infraestrutura é ineficiente e existem problemas de saneamento básico, além da proliferação de vetores. A extremidade da lagoa apresenta uma morfologia que desfavorece o fluxo de drenagem da água, o tempo de detenção hidráulica (TDH) é elevado, e esta água parada favorece a manifestação de mosquitos, sendo a principal queixa da comunidade. Este setor, em especial, deve trabalhar a educação ambiental enfaticamente, além das medidas estruturais, pois as questões negativas podem reincidir.

Setor 5: Este setor compreende o trecho entre as ruas Papi Junior e Frei Marcelino, local onde ocorrem os eventos “Clássicos na Lagoa”, evento cultural promovido pelo Projeto Viva@Porangabussu, vinculado ao Plano Fortaleza 2040, que propõe um Distrito de inovação em saúde. Este setor possui uso residencial predominantemente e ocupações irregulares, com espaço adequado para realização de eventos. No momento da visita registrou-se a presença de profissionais da empresa Marquise realizando a limpeza do local para promover a realização do evento “Clássicos da Lagoa”, que aconteceu naquela tarde (1º sexta-feira do mês de agosto/2018). Atualmente, existem duas quadras poliesportivas em desuso e degradadas, mobiliários urbanos degradados, iluminação pública com necessidade de manutenção, margem assoreada e estacionamento mal gestado. Apresenta proximidade com a

população circunvizinha, a qual, no momento da visita, reclamou das condições do espaço, enfatizando a importância de revitalização para prática de exercícios físicos. A população também enfatizou a necessidade de mitigar a incidências de mosquitos no local, fato que incomoda e causa insatisfação. Em campo é possível perceber que a proliferação de vetores está intimamente ligada à má conservação da lagoa. Este setor possui uma peculiaridade: vasta área na margem, que poderá ser utilizada para recuperação de parte da APP, além de apresentar potencial para implantação de equipamentos esportivos e academia popular, o espaço pode ser utilizado também para realização de eventos diversos.

Em síntese, é possível elencar as principais potencialidades da área de estudo:

- Atividades de pesca para subsistência e comercialização do pescado;
- Espaço de comércio e serviço irregular, consolidado, que atende principalmente frequentadores das unidades de saúde, os quais realizam refeições no local;
- Potencial paisagístico, caso a área seja recuperada atrairá turistas e demais frequentadores;

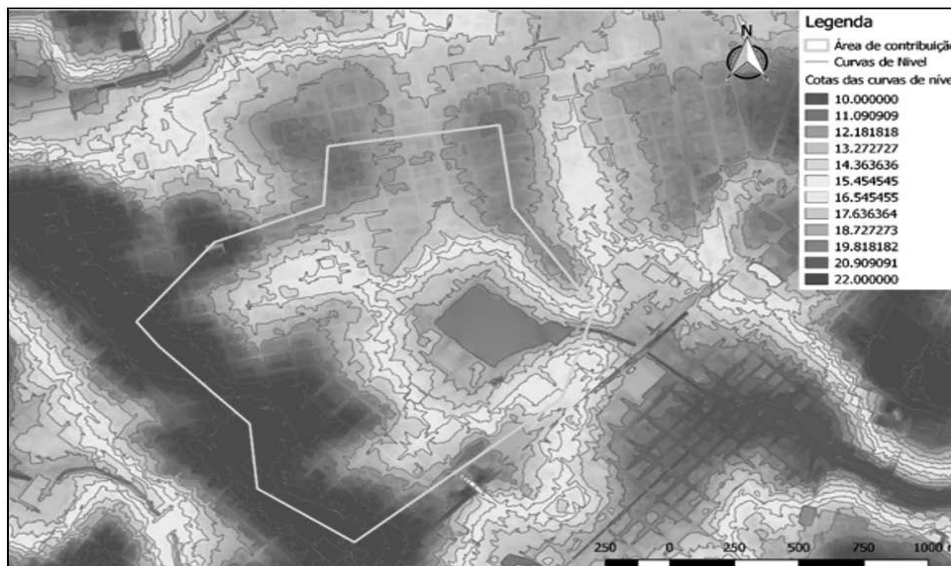
3.2 Análise da infraestrutura urbana e potencialidades para economia local

A infraestrutura urbana, de mobilidade e de saneamento são fatores preponderantes para o desenvolvimento de um projeto urbanístico com foco na recuperação ambiental do ecossistema lacustre e aquecimento da economia local.

O Bairro Rodolfo Teófilo, onde a lagoa do Porangabussu se insere, possui cobertura de esgotamento sanitário e abastecimento de água, apesar de possuir cobertura significativa, alguns pontos da área de estudo possuem exposição de esgoto a céu aberto, principalmente próximo das ocupações irregulares.

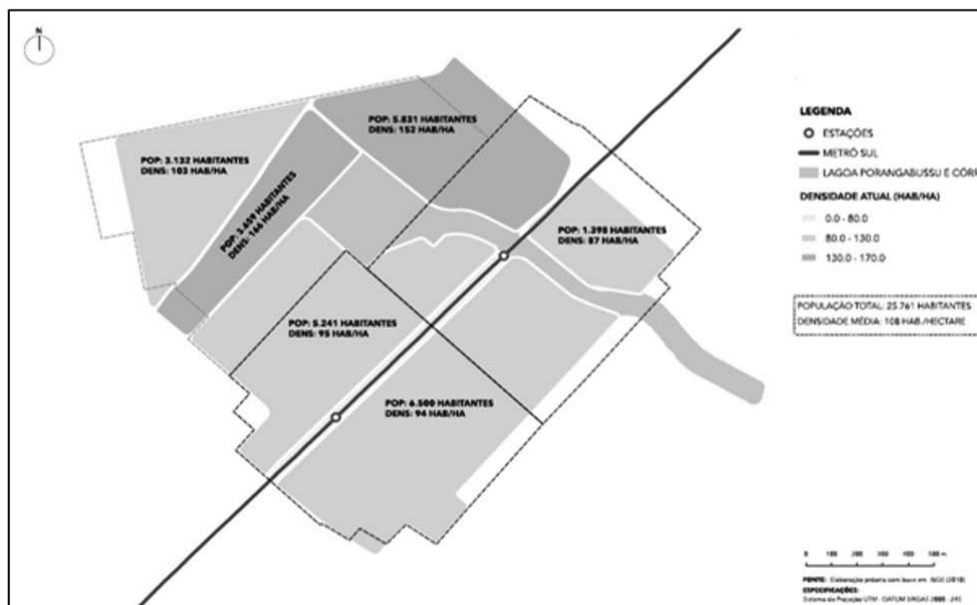
Sobre a drenagem urbana, durante consulta pública, os pontos de alagamento foi um dos problemas mais relevantes, relatado por moradores. Em análise dos mapas hipsométrico e densidade populacional (Figuras 4 e 5), é possível constatar que a área, densamente ocupada (Setores 01 e 05 – Figura 2), coincide com os principais pontos de alagamento. Fato que confirma tecnicamente os alagamentos nos períodos chuvosos.

Figura 4: Mapa Hipsométrico da lagoa do Porangabussu.



Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

Figura 5: Densidade populacional na área de influência da lagoa do Porangabussu.



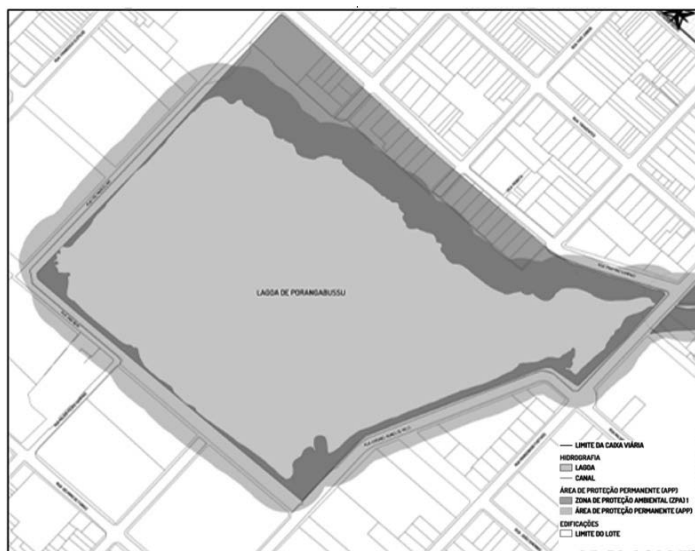
Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

A precariedade na infraestrutura se soma aos impactos da ocupação irregular e à especulação imobiliária que, desta forma, acarretam as seguintes problemáticas: lançamento de efluentes no sistema de drenagem, enchentes, áreas alagadas, disposição de resíduos sólidos nas margens, proliferação de vetores, lagoa não balneável, entre outros problemas de saúde pública.

A ocupação irregular na APP (Área de Preservação Permanente) da lagoa é passível de análise técnica e jurídica, considerando que existem divergências na legislação vigente. Observa-se que o Novo Código Florestal estabelece, em seu art. 4º, as faixas de APP em zonas rurais ou urbanas, de 30 (trinta) metros. Ocorre que, a Lei Complementar municipal nº 202/2015 estabelece, em seu art. 1º, Anexo V¹, como medida de proteção, a *delimitação da Área de Preservação Permanente correspondente à faixa de 1º categoria, com os seguintes limites: ao norte, pela Rua Porfírio Sampaio e seu prolongamento, a oeste, pelo prolongamento da rua frei Marcelino, ao sul, pelo prolongamento da Rua Ana Neri e a leste, pelo prolongamento das ruas Cel. Nunes de Melo e Monsenhor*. Vale ressaltar, que esta medida é inferior ao estabelecido pelo Código Florestal (30 metros).

Contudo, a Lei Complementar municipal nº 202/2015 não alterou o Art. 62 da Lei Complementar nº 062/2009, permanece: “Não será permitida a edificação do subsolo na Zona de Preservação Ambiental da Macrozona de Proteção Ambiental”. Assim, preservar a área de influência da lagoa do Porangabussu é de extrema relevância considerando que as contribuições hídricas prioritárias são oriundas de águas pluviais e subterrâneas. Desta forma, as edificações, no entorno, devem evitar construções que prejudiquem a drenagem e a fluidez das águas subterrâneas.

Figura 6: APP e ZAP da lagoa do Porangabussu.



Fonte: APP (Cód. Florestal Brasileiro, 2012) e ZAP (Plano Diretor Participativo 2009).

1 Art. 1º Fica alterado o Anexo V – Limites das Áreas de Preservação dos Recursos Hídricos do Município de Fortaleza que estabelece a localização e os limites da Zona de Preservação Ambiental – ZPA-1 – Faixa de Preservação Permanente dos Recursos Hídricos, de que trata os arts. 61 e 63 da Lei Complementar no 0062, de 02 de fevereiro de 2009, com redação dada pelo art. 1o da Lei Complementar no 0101, de 30 de dezembro de 2011.

Conforme a imagem (Figura 6), a Zona de Preservação Ambiental (ZPA – 1) não corresponde ao polígono de 30 metros para ecossistemas urbanos naturais previstos no Código Florestal (APP). A falta de proteção legal pela legislação municipal contribuiu para os prejuízos e impactos visíveis na APP da lagoa.

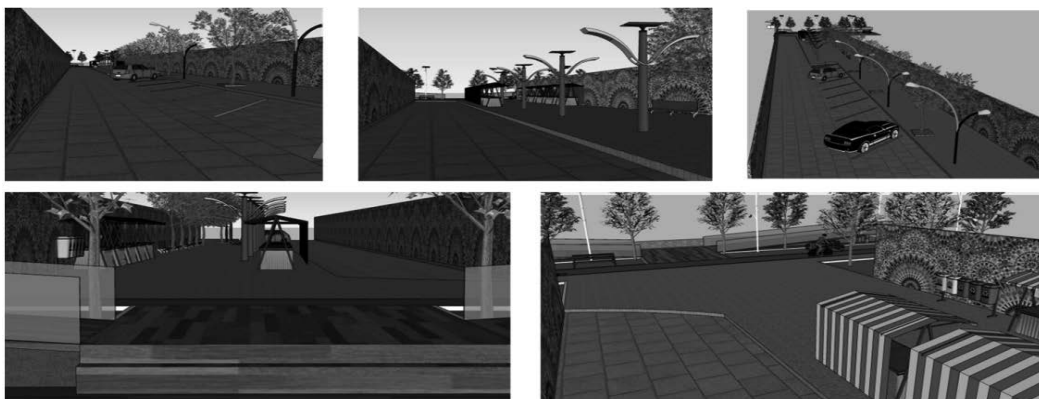
Ademais, o Decreto municipal nº 13.286/2014, que trata sobre a criação e a regulamentação dos parques urbanos em Fortaleza, que estabeleceu o polígono da Lagoa do Porangabussu. Este não abrange a área de influência da APP e segue a mesma poligonal da ZAP-1 prevista na Lei Complementar municipal nº 202/2015.

3.1 Proposta de projeto para promoção do desenvolvimento econômico da área.

Além da limpeza das margens da lagoa, revitalização da mata ciliar existente e dragagem das áreas mais assoreadas, também são propostas medidas estruturais e de recuperação da Área de estudo. A seguir, são apresentadas as propostas de recuperação da lagoa do Porangabussu com foco na revitalização do espaço urbano e recuperação das potencialidades ambientais:

a) Rua de Pedestres (Figura 7): Atualmente existe uma rua sem saída perpendicular à margem da lagoa, onde são oferecidos serviços de refeições para os frequentadores das unidades de saúde. Este espaço apresenta condições precárias de infraestrutura, no entanto possui forte potencial para aquecimento da economia local. O projeto propõe a construção de uma rua de pedestres, regularização do serviço e comércio existente com a implantação de quiosques e barracas padrões, infraestrutura de iluminação pública, segurança, acesso de transporte ativo, estacionamento, espaço de convivência, arborização, espaço público agradável e conectado com a lagoa (aproveitando o potencial paisagístico do local).

Figura 7: Proposta de projeto urbanístico de espaço público revitalizado.



Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

Figura 8: Equipamentos Propostos

Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

b) Recuperação de área verde: O projeto almeja a recuperação de parte da Área de Preservação Permanente já consolidada, com recuperação da mata ciliar, arborização, implantação de pisos drenantes, suavização das margens, dragagem das áreas assoreadas, retirada de resíduos sólidos e tamponamento de efluentes interligados clandestinamente na rede de drenagem. Além da implantação de infraestrutura: iluminação (oriunda de equipamento movidos a energias renováveis), sinalização, wi-fi, câmaras de vigilância, ciclovia e demais mobiliários urbanos com objetivo de aumentar o uso do local, aumentar o microclima local, valorizar a paisagem, melhorar a qualidade da água da lagoa. As ações citadas irão influenciar diretamente na melhoria da pesca realizada pela comunidade local.

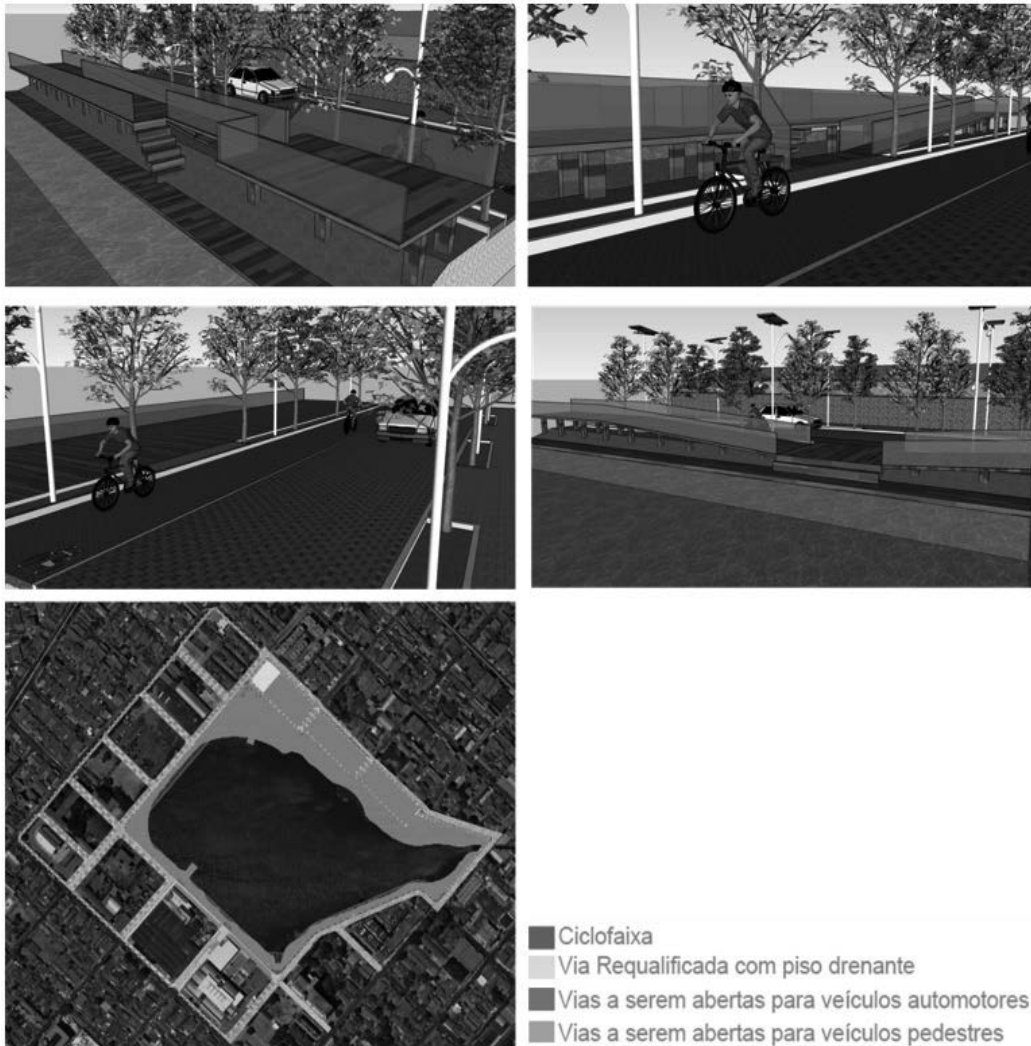
Figura 9: Recuperação de área verde



Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

c) Mobilidade e acessibilidade da lagoa: A área de estudo apresenta significativo potencial para uso de transporte ativo, caminhada e atividades de lazer. Contudo, o local encontra-se em condições precárias para execução dessas atividades. Atualmente, a lagoa não se interliga com a malha de transporte ativo do bairro, as calçadas estão desniveladas e degradadas. O projeto propõe recuperar as margens da lagoa, aumentando a área de APP, construir calçada com piso drenante, implantar árvores de grande porte para oferecer sombreamento e oferecer espaço que proporcione interação dos frequentadores com a lagoa (Figura 10).

Figura 10: Proposta de projeto de mobilidade e acessibilidade.



Fonte: PMF/IPLANFOR, 2018.

Além do projeto urbanístico e de recuperação do ecossistema, são propostas ações de educação ambiental, implantação de Ecoponto (estação de coleta seletiva integrada à gestão de resíduos sólidos urbanos do município), projetos culturais através da promoção de eventos e concertos nas margens da lagoa.

3.4 Incentivo à economia local através da revitalização urbanística e ambiental

A economia nas grandes cidades se desenvolve cada vez mais de modo intenso no espaço urbano, a delimitação de zonas ou áreas específicas para a produção industrial distantes dos centros urbanos não foi suficiente para reduzir a intensidade populacional nos grandes centros. As cidades são atrativas pelas oportunidades que oferecem.

Os grandes centros urbanos tendem a oferecer aos seus residentes, atrações culturais, acesso a serviços e oportunidades de ocupação e emprego (GALINARI, 2006). Com isso, as cidades são polos de atração populacional, mas, também, atraem efeitos negativos, contrapostos a sua competitividade, como déficit habitacional, escassez de empregos e problemas sociais (criminalidade, trânsito caótico, poluição ambiental). Essas características são facilmente percebidas em Fortaleza.

A Lagoa do Porangabussu, local da intervenção urbanística, pertence ao Bairro Rodolfo Teófilo, que tem aproximadamente 19.114 habitantes de acordo com o Censo (2010). O bairro é reconhecido por abrigar a Universidade Federal do Ceará, especialmente os cursos de ciências da saúde. O bairro conta com várias instituições médicas como o Instituto do Câncer do Ceará e o HEMOCE – Centro de Hemoterapia do Ceará. Este fato faz com que exista uma população flutuante² no bairro em busca de atendimentos nas unidades hospitalares do entorno.

Foi identificada na região da Lagoa do Porangabussu a existência de pequenos negócios (principalmente lanchonetes), comércio informal (bens e alimentos), atividade de pesca (subsistência e comércio), mobiliário urbano degradados, assentamentos precários, pontos de lixo e poluição da lagoa. No entanto, o espaço possui potencial para desenvolver atividades sociais e econômicas.

As intervenções urbanísticas propostas (item 3.3) para a localidade permitem desenvolver a economia local principalmente através de: (i) estímulo ao comércio de alimentos para atender a demanda oriunda dos pacientes, acompanhantes e funcionários dos hospitais; (ii) coleta de resíduos sólidos através dos ecopontos e lixeiras subterrâneas para incentivar a reciclagem, gerando vantagens para os catadores da região; (iii) incentivar o uso do espaço para feiras livres de hortifrutigranjeiros, inclusive de pescado extraído da própria lagoa, e produtos orgânicos, plantas medicinais e até ornamentais. E (iv) fomentar a utilização do espaço para a prática de exercícios físicos com a implementação de areninha, academia popular e bicicletário e de lazer com espaço para anfiteatro.

Espera-se que com as intervenções urbanísticas realizadas e o programa de segurança (sistema de câmeras) implantado, o local possa se tornar mais dinâmico e atrativo para o desenvolvimento de atividades nas proximidades da Lagoa do Porangabussu.

² É o conjunto de indivíduos presentes no território na data de referência, por um período de curta duração, por motivos recreativos, de turismo, visita a familiares ou de negócios.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Empiricamente, os projetos voltados à revitalização de espaços públicos e áreas ambientais propagam boas práticas econômicas e uso consciente do espaço urbano. O ambiente urbano, densamente ocupado, que possui um ecossistema lacustre de intensa beleza natural com funções ecossistêmicas necessárias para a manutenção hidrológica local, devem ser preservados e recuperados, a fim de garantir as funções supracitadas.

Contudo, em alguns casos, a legislação vigente não oferece suporte suficiente para proteger estas áreas ambientalmente sensíveis. Nestes casos, é imprescindível que a comunidade local seja articulada e empenhada em garantir a conservação desses espaços.

O envolvimento da comunidade na concepção do projeto garante a longo prazo um empoderamento da área pela comunidade, considerando que a mesma fez parte da construção da proposta. Quando as pessoas que irão usufruir do espaço no cotidiano são consultadas e suas sugestões são consideradas no projeto executivo, tem-se uma transformação do espaço que vai ao encontro dos desejos das pessoas que vivem no local, gerando vontade das pessoas de ocuparem e permanecerem nos espaços, pois se identificam.

Neste contexto, o desafio maior é retratar as solicitações da comunidade para o projeto, sem perder a qualidade técnica e o entendimento das limitações de infraestrutura local. A construção do Distrito de Saúde na área da lagoa do Porangabussu pode representar um avanço tecnológico e econômico. No entanto, é necessário observar os contrapontos que um projeto desta dimensão pode causar na área, como especulação imobiliária, descaracterização do espaço ambiental, gentrificação e problemas similares. Estes conceitos devem ser observados e medidas preventivas devem ser adotadas (ainda na fase de concepção do projeto), a fim de mitigar possíveis efeitos negativos irreversíveis.

Após a implantação do projeto ora proposto, espera-se a recuperação de parte da área verde local, aumento da eficiência da drenagem, melhoria na qualidade da água da lagoa, aumento das atividades aquáticas (pesca, balneabilidade, esporte e lazer), aumento da interação dos usuários com a lagoa, melhoria da paisagem através da recuperação de parte da flora, aumento da frequência de espécies

de aves, melhoria na acessibilidade e mobilidade.

Estas melhorias poderão impulsionar a economia local (existente mesmo em espaço precário) na circunvizinhança das unidades de saúde que atendem pacientes, acompanhantes, estudantes e profissionais que frequentam o local e permanecem durante o dia. A regularização dos serviços oferecidos proporcionará oportunidades para pequenos empresários locais, aumentando a empregabilidade. O aumento da visitação do local, devido a atração de espaço reurbanizado, estimula a oferta de serviços ao longo da orla, como quiosques, assessoria de esportes, atividades turísticas e similares.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRASIL, **Lei nº 9.985/2000**. Disponível em: www.planalto.gov.br. Acesso em: set. 2018.

BRASIL, **Lei nº12.651/2012**. Disponível em: www.planalto.gov.br. Acesso em set. 2018.

FORTALEZA, **Plano Fortaleza 2040**. Fortaleza, CE, 2016. Disponível em: <http://fortaleza2040.fortaleza.ce.gov.br/site/>. Acesso em set. 2018.

FORTALEZA, **Lei Complementar Municipal nº 202/2015**. Disponível em: www.fortaleza.ce.gov.br

FORTALEZA, **Decreto Municipal nº 13.286/2014**. Disponível em: www.fortaleza.ce.gov.br

GALINARI, R. **Retornos Crescentes Urbanos –Industriais e Spillovers Espaciais: Evidências a partir da taxa salarial no estado de São Paulo**, 2006 (Dissertação de Mestrado) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG), 2006.

SENA NETA, M. A. **Evolução geoambiental de lagoas litorâneas de Fortaleza e contribuição à sustentabilidade ambiental**. 2012. (Dissertação de Mestrado) Universidade Estadual do Ceará, Centro de Ciências e Tecnologia, Curso de Mestrado Acadêmico em Geografia, Fortaleza. 2012.

**INSTITUTO DE ESTUDOS E PESQUISAS SOBRE O
DESENVOLVIMENTO DO ESTADO DO CEARÁ**

Inesp

João Milton Cunha de Miranda
Presidente

Gráfica do Inesp

Ernandes do Carmo
Coordenador

Rachel Garcia e Valquiria Moreira
Assistentes Editoriais

Luzia Rolim
Assessora de Comunicação

**Cleomarcio Alves (Marcio), Edson Frota, Francisco de Moura,
Hadson França e João Alfredo**
Equipe de Acabamento e Montagem

Aurenir Lopes e Tiago Casal
Equipe de Produção em Braille

Mário Giffoni
Diagramação

José Gotardo Filho e Valdemice Costa (Valdo)
Equipe de Design Gráfico

Lúcia Maria Jacó Rocha e Vânia Monteiro Soares Rios
Equipe de Revisão

**Maria Marluce Studart Vieira, Marta Leda Miranda Bezerra e Milena
Saraiva Leão Vieira**
Equipe Auxiliar de Revisão

E-mail: presidenciainesp@al.ce.gov.br

Fone: (85) 3277-3701



**Assembleia Legislativa
do Estado do Ceará**

Assembleia Legislativa do Estado do Ceará
Av. Desembargador Moreira 2807,
Dionísio Torres, CEP 60170-900, Fortaleza, Ceará,
Site: www.al.ce.gov.br
Fone: (85) 3277-2500

IPECE INSTITUTO
DE PESQUISA
E ESTRATÉGIA
ECONÔMICA
DO CEARÁ



**GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ**
Secretaria do Planejamento e Gestão

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/n | Edifício SEPLAG | Térreo - Cambéba | Cep: 60.822-325

Fortaleza, Ceará, Brasil | Telefone: (85) 3101-3521

<http://www.ipece.ce.gov.br/>